

Arbeitsangebotseffekte und Verteilungswirkungen

von

Reformen der Sozialen Sicherung

Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades eines

Doktors der Wirtschaftswissenschaften

(Dr. rer. pol.)

durch die Fakultät für Wirtschaftswissenschaften der

Universität Duisburg-Essen

Campus Essen

vorgelegt von

Markus Clauß

aus Pirmasens

Tag der mündlichen Prüfung: 03. September 2012

Erstgutachter: Prof. Dr. Reinhold Schnabel

Zweitgutachter: Prof. Dr. Erwin Amann

Danksagung

Einen ganz besonderen Dank möchte ich an meinen Doktorvater Herrn Prof. Dr. Reinhold Schnabel richten, der meine Arbeit und mich sowohl in vielen fachlichen als auch privaten Gesprächen über all die Jahre motiviert hat. Es ist und war mir eine große Ehre, unter ihm zu promovieren, und mit etwas Wehmut denke ich auch an die vielen gemeinsamen Projekte zurück.

Danken möchte ich auch Herrn Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Wolfgang Franz, der an mich als Mitarbeiter und an das Projekt der Steuer-Transfermikrosimulation geglaubt und meine Kollegen und mich hierbei unterstützt hat. Ebenso danke ich meinen ehemaligen Abteilungsleitern, vor allem Herrn PD Dr. Alexander Spermann und Herrn Prof. Dr. Holger Bonin, dass sie mich auch in vielen fachlichen und privaten Angelegenheiten unterstützt haben. Ein herzliches Dankeschön auch an die vielen ehemaligen Kollegen/Kolleginnen und Mitarbeiter/Mitarbeiterinnen des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) in Mannheim für das großartige wissenschaftliche Umfeld auch in Verbindung mit der Universität Mannheim. Besonderen Dank hier an meine ehemaligen Kollegen/Kolleginnen des Forschungsbereichs Arbeitsmärkte, Personalmanagement und Soziale Sicherung:

Dr. Alisher Aldashev, Andrea Altenrenger, Dr. Andreas Ammermüller, Bodo Aretz, Bethlehem Asres Argaw, Prof. Dr. Melanie Arntz, Dr. Denis Beninger, Christiane Bradler, Prof. Dr. Bernhard Boockmann, Dr. Giulia Colombo, Dr. Stephan Dlugosz, Philipp Eisenhauer, Jan Fries, Dr. Alfred Garloff, Prof. Dr. Michael Gebel, Dr. Johannes Gernandt, Terry Gregory, Prof. Dr. Christian Göbel, PD Dr. Nicole Gürtzen, Dr. Anja Heinze, Dr. Julia Horstschräer, Prof. Dr. François Laisney, Dr. Michael Maier, Michael. F. Maier, Anna Laura Mancini Ph.D., Dr. Jens Mohrenwieser, Dr. Grit Mühler, Dr. Gerrit Müller, Dr. Susanne Neckermann, Verena Niepel, PD Dr. Friedhelm Pfeiffer, Pia Pinger, Dr. Karsten Reuß, Dr. Anja Schüler, Dr. Maresa Sprietsma, Dr. Susanne Steffes, Dr. Holger Stichnoth, Prof. Dr. Stephan Lothar Thomsen, Dr. Thomas Walter, Dr. Hendrik Winterhager, Dr. Ralf Wilke, Prof. Dr. Thomas Zwick.

Besonderen Dank auch an die ehemaligen Kollegen/Kolleginnen und Mitarbeiter/Mitarbeiterinnen der Universität Duisburg-Essen, insbesondere meinen Zweitgutachter Herrn Prof. Dr. Erwin Amann, Frau Jutta Herbertz und Frau Prof. Dr. Ute Schmiel sowie den Lehrstuhl von Prof. Dr. Reinhold Schnabel:

Matthias Keese, Dr. Annika Meng, Marc-André Nehr Korn-Ludwig, Dr. Hendrik Schmitz, Prof. Dr. Stefanie Schubert, Katharina Sutter, Eva Zielke.

Vielen Dank auch an das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) in Nürnberg für mein erstes gemeinsames Projekt auf dem Gebiet der Steuer-Transfermikrosimulation. Hier möchte ich mich insbesondere bei Jürgen Wiemers bedanken, von dem ich auch sehr viel gelernt habe, für den regen wissenschaftlichen, technischen und menschlichen Austausch. Es war mir eine große Freude und Bereicherung. Dank auch an Michael Feil, Dr. Peter Jacobebbinghaus, Dr. Johannes Ludsteck und Kerstin Bruckmeier.

Ein Dankeschön auch an die vielen Konferenzteilnehmer und -organisatoren der International Microsimulation Association, vor allem Dr. Olivier Bargain, Dr. Stefan Boeters, Ann Harding Ph.D., Marica Keagan Ph.D., Dr. Andreas Peichl, Asghar Zaidi Ph.D.

Last but not least möchte ich mich ganz herzlich bei meiner Familie bedanken und ihr diese Arbeit widmen: vor allem meinen Eltern sowie meiner lieben Frau Leyla und meiner lieben Tochter Helena, die in dieser Zeit das Licht der Welt erblickt hat. Eure bedingungslose Liebe, die Unterstützung bei Rückschlägen oder Selbstzweifeln haben mir viel Kraft gegeben – und insbesondere meine Frau Leyla und meine Tochter Helena mussten in dieser mitunter schwierigen Zeit viel Verständnis aufbringen und viele Entbehren in Kauf nehmen. Ich danke und liebe Euch alle von ganzem Herzen.

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis
Abbildungsverzeichnis
Abkürzungsverzeichnis
1 Einleitung.....	1
1.1 Problemstellung und Ziel der Arbeit	1
1.2 Gang der Untersuchung	5
2 Methodologie – Mikrosimulation	10
2.1 Hintergrund.....	10
2.2 Das ZEW-Mikrosimulationsmodell STSM	12
2.2.1 Einleitung	12
2.2.2 Datenbasis.....	13
2.2.3 Modellierung ohne Verhaltensanpassungen – Basismodell	15
2.2.4 Modellierung mit Verhaltensanpassungen – Arbeitsangebotsmodell.....	17
2.2.5 Kalibrierung und Bootstrap	24
2.2.6 Kennzahlen und Schätzung des Arbeitsangebotsmodells	29
3 Methodische Erweiterungen	40
3.1 Wohlfahrtsmodul	40
3.1.1 Problemstellung	40
3.1.2 Modell	47
3.1.3 Fazit	54
3.2 Unfreiwillige Arbeitslosigkeit (Rationierung).....	55
3.2.1 Problemstellung	55
3.2.2 Modell und Schätzung.....	56
3.2.3 Double-hurdle-Modell mit Rationierung	63
3.2.4 Arbeitsangebotselastizitäten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit	65
3.2.5 Fazit	75
3.3 Random Parameters Logit	77
3.3.1 Problemstellung	77
3.3.2 Modell und Schätzung.....	78
3.3.3 Literatur zum Vergleich conditional versus random parameters logit....	80

3.3.4	<i>Spezifikation und Schätzung des random parameters logit-Modells ohne Rationierung</i>	82
3.3.5	<i>Spezifikation und Schätzung des random parameters logit-Modells mit Rationierung</i>	94
3.3.6	<i>Fazit</i>	106
4	Arbeitsangebotseffekte, Verteilungswirkungen und Wohlfahrtseffekte der Hartz-IV-Reform	110
4.1	Einleitung	110
4.2	Überblick zu Arbeitslosenhilfe – Sozialhilfe – Arbeitslosengeld II	112
4.3	Umsetzungen der Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe im STSM	117
4.4	Umsetzung der SGB-II-Regelungen im STSM	118
4.4.1	<i>Berechtigte</i>	118
4.4.2	<i>Einkommens- und Vermögensanrechnung</i>	120
4.4.3	<i>Leistungen zur Sicherung des Lebensunterhalts – Grundbedarf und Regelleistung</i>	121
4.4.4	<i>Befristeter Zuschlag</i>	123
4.4.5	<i>Hinzuverdienstregelung</i>	125
4.4.6	<i>Kinderzuschlag</i>	126
4.5	Ergebnisse	128
4.5.1	<i>Arbeitsangebotseffekte der Hartz-IV-Reform</i>	128
4.5.2	<i>Verteilungswirkungen der Hartz-IV-Reform</i>	135
4.5.3	<i>Wohlfahrtseffekte der Hartz-IV-Reform</i>	147
4.6	Fazit...	150
5	Arbeitsangebotseffekte, Verteilungswirkungen und Wohlfahrtseffekte des „Solidarischen Bürgergelds“ nach Althaus	154
5.1	Einleitung	154
5.2	Das Solidarische Bürgergeld nach Althaus	157
5.3	Theoretische Wirkungsanalyse	159
5.4	Ergebnisse	162
5.4.1	<i>Arbeitsangebotseffekte des Solidarischen Bürgergelds</i>	162
5.4.2	<i>Arbeitsangebotseffekte möglicher Alternativen zum Solidarischen Bürgergeld</i>	169
5.4.3	<i>Verteilungswirkungen des Solidarischen Bürgergelds</i>	173

5.4.4	<i>Verteilungswirkungen möglicher Alternativen des Solidarischen Bürgergelds</i>	183
5.4.5	<i>Wohlfahrtseffekte des Solidarischen Bürgergelds</i>	185
5.4.6	<i>Wohlfahrtseffekt möglicher Alternativen zum Solidarischen Bürgergeld</i>	188
5.5	Fazit... ..	190
6	Arbeitsangebotseffekte, Verteilungswirkungen und Wohlfahrtseffekte der Einführung einer Kinderkomponente und eines Familienrealsplittings zur Förderung von Familien im unteren und mittleren Einkommensbereich	196
6.1	Einleitung.....	196
6.2	Reformkonzepte zur Verbesserung der Familienförderung im unteren und mittleren Einkommensbereich	198
6.2.1	Reformvarianten	201
6.2.2	Arbeitsangebotseffekte von Reformen zur Verbesserung der Familienförderung.....	206
6.2.3	<i>Verteilungswirkungen von Reformen zur Verbesserung der Familienförderung</i>	211
6.2.4	<i>Wohlfahrtseffekte von Reformen zur Verbesserung der Familienförderung</i>	214
6.3	Fazit... ..	216
7	Schlussbetrachtung	219
	Literaturverzeichnis	223
	ANHANG	235

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Komponenten des verfügbaren Haushaltseinkommens.....	16
Tabelle 2: Gewichtete Deskription der Gruppen 1 und 2	30
Tabelle 3: Gewichtete Verteilung der wöchentlichen Arbeitszeiten der Gruppen 1 und 2	31
Tabelle 4: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird.....	32
Tabelle 5: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird.....	34
Tabelle 6: Angebotselastizitäten bei Single-Männern	35
Tabelle 7: Angebotselastizitäten bei Single-Frauen.....	36
Tabelle 8: Angebotselastizitäten bei gemischt-flexiblen Paarhaushalten wenn der Bruttolohn des flexiblen Mannes um 1% erhöht wird.....	38
Tabelle 9: Angebotselastizitäten bei gemischt-flexiblen Paarhaushalten wenn der Bruttolohn der flexiblen Frau um 1% erhöht wird	39
Tabelle 10: Typisierung Regionaler Cluster nach (<i>Blien et al. 2004</i>).....	58
Tabelle 11: Deskription des Datensatzes zur Schätzung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit	59
Tabelle 12: Anteil an unfreiwilliger Arbeitslosigkeit bei Männern und Frauen nach Clustern.....	60
Tabelle 13: Probit-Modell zur Schätzung der individuellen Wahrscheinlichkeit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit.....	62
Tabelle 14: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird	67
Tabelle 15: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird	69
Tabelle 16: Angebotselastizitäten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit von Single-Männern.....	70

Tabelle 17: Angebotselastizitäten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit von Single-Frauen	71
Tabelle 18: Angebotselastizitäten bei gemischt-flexiblen Paarhaushalten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn des flexiblen Mannes um 1% erhöht wird.....	73
Tabelle 19: Angebotselastizitäten bei gemischt-flexiblen Paarhaushalten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn der flexiblen Frau um 1% erhöht wird.....	74
Tabelle 20: Vergleich Standardmodell mit und ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit.....	75
Tabelle 21: <i>random parameters logit</i> -Schätzung bei flexiblen Paaren	83
Tabelle 22: Angebotselastizitäten von flexiblen Paarhaushalten im <i>random parameters logit</i> - Modell wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird.....	85
Tabelle 23: Angebotselastizitäten von flexiblen Paarhaushalten im <i>random parameters logit</i> - Modell wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird	87
Tabelle 24: <i>random parameters logit</i> -Schätzung bei Single-Frauen.....	88
Tabelle 25: Angebotselastizitäten von Single-Frauen im <i>random parameters logit</i> -Modell.....	89
Tabelle 26: <i>random parameters logit</i> -Schätzung bei gemischt-flexiblen Paaren.....	91
Tabelle 27: Angebotselastizitäten von gemischt-flexiblen Paarhaushalten im <i>random parameters logit</i> -Modell wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird.....	92
Tabelle 28: Angebotselastizitäten von gemischt-flexiblen Paarhaushalten im <i>random parameters logit</i> -Modell wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird	93
Tabelle 29: <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit flexible Paare	96
Tabelle 30: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten im <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird	97
Tabelle 31: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten im <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird.....	99

Tabelle 32: <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit Single-Frauen	100
Tabelle 33: Angebotselastizitäten von Single-Frauen im <i>random parameters logit</i> Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit.....	101
Tabelle 34: <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit gemischt-flexible Paare	103
Tabelle 35: Angebotselastizitäten von gemischt-flexiblen Paaren im <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird	104
Tabelle 36: Angebotselastizitäten von gemischt-flexiblen Paaren im <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird.....	105
Tabelle 37: Vergleich der aggregierten Angebotselastizitäten für Paare und Singles .	108
Tabelle 38: Bezugsdauer von Arbeitslosengeld I	124
Tabelle 39: Hinzuverdienstregelung bei ALG II	125
Tabelle 40: Arbeitsangebotseffekte der Hartz-IV-Reform für flexible Paare in einem <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit.....	129
Tabelle 41: Aufteilung des Arbeitszeiteffekts der Hartz-IV-Reform für flexible Paare in einem <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit.....	130
Tabelle 42: Arbeitsangebotseffekte der Hartz-IV-Reform für Single-Frauen in einem <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit.....	132
Tabelle 43: Aufteilung des Arbeitszeiteffekts der Hartz-IV-Reform für Single-Frauen in einem <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit.....	133
Tabelle 44: Arbeitsangebotseffekte und Aufteilung des Arbeitszeiteffekts der Hartz-IV-Reform für gemischt-flexible Paare in einem <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit.....	134
Tabelle 45: Bevölkerungs- und Einkommensanteile vor und nach der Hartz-IV-Reform	138
Tabelle 46: Ungleichheitsanalyse der Hartz-IV-Reform für die Gesamtbevölkerung..	140
Tabelle 47: Ungleichheitsanalyse der Hartz-IV-Reform nach Haushaltstypen	141

Tabelle 48: Perzentilanalyse der Hartz-IV-Reform für die Gesamtbevölkerung.....	142
Tabelle 49: Anteile der Gewinner und Verlierer der Hartz-IV-Reform nach Dezilen für die Gesamtbevölkerung	143
Tabelle 50: Armutsanalyse der Hartz-IV-Reform für die Gesamtbevölkerung	144
Tabelle 51: Armutsanalyse der Hartz-IV-Reform nach Haushaltstypen.....	146
Tabelle 52: Wohlfahrtsmaße der Hartz-IV-Reform für die Gesamtbevölkerung.....	147
Tabelle 53: Wohlfahrtsmaße der Hartz-IV-Reform nach Haushaltstypen	148
Tabelle 54: Wohlfahrtsmaße EV und CV der Hartz-IV-Reform nach Dezilen.....	149
Tabelle 55: Gesamte Arbeitsangebotseffekte des Solidarischen Bürgergelds für flexible Paare in einem <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit. 163	
Tabelle 56: Aufteilung des Arbeitszeiteffekts des Solidarischen Bürgergelds für flexible Paare in einem <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit. 164	
Tabelle 57: Gesamte Arbeitsangebotseffekte des Solidarischen Bürgergelds für Singles in einem <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit.....	166
Tabelle 58: Aufteilung des Arbeitszeiteffekts des Solidarischen Bürgergelds für Singles in einem <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit.....	167
Tabelle 59: Arbeitsangebotseffekte und Aufteilung des Arbeitszeiteffekts des Solidarischen Bürgergelds für gemischt-flexible Paare in einem <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit	168
Tabelle 60: Arbeitsangebotseffekte verschiedener Alternativen des Bürgergelds.....	171
Tabelle 61: Bevölkerungs- und Einkommensanteile vor und nach der Einführung des Solidarischen Bürgergelds.....	174
Tabelle 62: Ungleichheitsanalyse des Solidarischen Bürgergelds für die Gesamtbevölkerung	176
Tabelle 63: Ungleichheitsanalyse des Solidarischen Bürgergelds nach Haushaltstypen	177
Tabelle 64: Perzentilanalyse des Solidarischen Bürgergelds für die Gesamtbevölkerung	179

Tabelle 65: Anteile der Gewinner und Verlierer des Solidarischen Bürgergelds nach Dezilen für die Gesamtbevölkerung	180
Tabelle 66: Armutsanalyse des Solidarischen Bürgergelds für die Gesamtbevölkerung	181
Tabelle 67: Armutsanalyse des Solidarischen Bürgergelds nach Haushaltstypen.....	182
Tabelle 68: Vergleich der Verteilungswirkungen verschiedener Alternativen des Solidarischen Bürgergelds	184
Tabelle 69: Wohlfahrtsanalyse des Solidarischen Bürgergelds für die Gesamtbevölkerung	186
Tabelle 70: Wohlfahrtsanalyse des Solidarischen Bürgergelds nach Haushaltstypen ..	187
Tabelle 71: Wohlfahrtsmaße EV und CV des Solidarischen Bürgergelds nach Dezilen	188
Tabelle 72: Vergleich der Wohlfahrtsmaße verschiedener Alternativen des Solidarischen Bürgergelds.....	189
Tabelle 73: Reformszenarien zur Familienförderung auf Basis eines Familienrealsplittings	202
Tabelle 74: Arbeitsangebotseffekte verschiedener Reformvarianten zur Familienförderung	208
Tabelle 75: Vergleich der Verteilungswirkungen verschiedener Reformvarianten zur Verbesserung der Familienförderung.....	213
Tabelle 76: Vergleich der Wohlfahrtsmaße verschiedener Reformvarianten zur Verbesserung der Familienförderung.....	215
Tabelle 77: Lohnschätzung mit Selektionskorrektur für Frauen (Ostdeutschland).....	235
Tabelle 78: Lohnschätzung mit Selektionskorrektur für Frauen (Westdeutschland)....	236
Tabelle 79: Lohnschätzung mit Selektionskorrektur für Männer (Ostdeutschland).....	237
Tabelle 80: Lohnschätzung mit Selektionskorrektur für Männer (Westdeutschland) ..	238
Tabelle 81: <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit flexible Paare SOEP (2006)	239

Tabelle 82: <i>conditional logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit gemischt-flexible Paare SOEP (2006).....	240
---	-----

Tabelle 83: <i>random parameters logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit Single-Frauen SOEP (2006).....	241
---	-----

Tabelle 84: <i>conditonal logit</i> -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit Single-Männer SOEP (2006).....	241
--	-----

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Grundkonzept der Mikrosimulation	11
---	----

Abbildung 2: Kompensatorische Variation bei linearem Budgetverlauf.....	48
---	----

Abbildung 3: Kompensatorische Variation im diskreten Arbeitsangebotsmodell.....	49
---	----

Abbildung4: Double-Hurdle Modell	63
--	----

Abbildung 5: Haushaltseinkommen für ein Ehepaar bei unterschiedlicher Arbeitsaufteilung	161
---	-----

Abkürzungsverzeichnis

A(0,5;1;2)	Atkinson Ungleichheitsmaß
AFDC	Aid to Families with Dependent Children
ALG II	Arbeitslosengeld II
BBR	Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung
BerzG	Bundeserziehungsgeldgesetz
BGB	Bürgerliche Gesetzbuch
BKGG	Bundeskindergeldgesetz
BSHG	Bundessozialhilfegesetz
CDU	Christlich Demokratische Union Deutschlands
CSU	Christlich-Soziale Union in Bayern e.V.
CTC	Child Tax Credit
CV	Kompensatorische Variation
DIW	Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung
EITC	Earned Income Tax Credit
EStG	Einkommensteuergesetz
EUROMOD	Europäisches Mikrosimulationsmodell
EV	Äquivalente Variation
FAST	Faktisch anonymisierte Einkommensteuerstatistik
FDP	Freie Demokratische Partei
FGT	Foster, Greer, Thorbeeke Armutsmaß
FSP	Food Supplement Program
GE	General Entropy Ungleichheitsmaß
i. d. R.	in der Regel

IIA	Independence of Irrelevant Alternatives Assumption
ILO	International Labour Organization
KiZ	Kinderzuschlag
MATA	Matrixsprache unter der Statistiksoftware STATA
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
ROR	Raumordnungsregionen
RPL	Random Parameters Logit
SHIW	Bank of Italy Survey of Household Income and Wealth
SGB II	Zweite Sozialgesetzbuch
SGB III	Dritte Sozialgesetzbuch
SOEP	Sozio-oekonomische Panel
STATA	Kommerzielle Statistik-Software
UK	Vereinigtes Königreich Großbritannien und Nordirland
URL	Uniform Resource Locator
USA	Vereinigte Staaten von Amerika
VÄQ	Vollzeitäquivalente
WFTC	Working Family Tax Credit
WoGG	Wohngeldgesetz
WTC	Working Tax Credit
ZEW	Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung

1 Einleitung

1.1 Problemstellung und Ziel der Arbeit

Die Steuer-Transfer-Mikrosimulation ist als Methode zur Ex-ante-Evaluation von Politikmaßnahmen inzwischen anerkannt und wird hier auch bei einer Vielzahl von Fragestellungen, die eine Reform des bestehenden Steuer- und Transferrechts betreffen, eingesetzt. Als Standard hat sich ein arithmetisches statisches Modell mit Verhaltensänderungen und einem unitären Haushaltskonzept etabliert. Arithmetisch bedeutet in diesem Fall, dass eine Simulation des Steuer-Transferrechts zur Berechnung des verfügbaren Haushaltseinkommens verwendet wird, und statisch, dass sich die Bevölkerungsmerkmale im Rahmen der Analyse nicht ändern. Was sich allerdings ändern kann, ist das Arbeitsverhalten oder Erwerbsverhalten. Beim unitären Haushaltskonzept werden sowohl verheiratete als auch unverheiratete Paare mit und ohne Kinder sowie anderen Verwandten oder anderen Haushaltsmitgliedern als ein gemeinsamer Haushalt betrachtet. Alle Mitglieder des Haushalts versuchen also gemeinsam den Haushaltsnutzen und nicht den eigenen individuellen Nutzen zu maximieren. Die Abbildung des Arbeitsverhaltens erfolgt im Rahmen eines theoretischen nutzenbasierten Partialmarktmodells des Arbeitsangebots. Der Standardansatz fußt auf dem Papier von (*van Soest 1995*), der eine diskrete Arbeitsangebotsentscheidung unterstellt. Es wird also angenommen, dass alle Haushalte nur aus bestimmten Arbeitsmarktzuständen wie „Nichtpartizipation“, „Teilzeit“, „Vollzeit“ und „Überstunden“ wählen. Für jede dieser Arbeitszeiten wird dann das verfügbare Haushaltseinkommen, Sozialbeiträge, Steuern und Sozialtransfers des Haushalts mit Hilfe des arithmetischen Modells berechnet, um somit die Budgetkurve des Haushalts zu bestimmen. Durch die Diskretisierung des Arbeitsangebots lassen sich nämlich Fixkosten der Erwerbstätigkeit und nichtlineare Budgetkurven ohne Probleme berücksichtigen. Diese Tatsache wiederum erlaubt eine detailgetreue Darstellung selbst von sehr komplexen Regelungen des Steuer- und Transferrechts zur Berechnung des verfügbaren Haushaltseinkommens. Die Wahl der diskreten wöchentlichen Arbeitszeiten erfolgt zum einen auf Basis empirischer Daten und zum anderen auf

Basis tariflicher Bestimmungen von Arbeitsverträgen. Die verwendete Schätzmethode des diskreten Arbeitsangebots ist ein *conditional logit*-Modell. Auf Basis der geschätzten Parameter des Modells lassen sich die Wahrscheinlichkeiten für die Wahl der jeweiligen Stundenkategorien berechnen. Zudem wird im Status quo auf die tatsächlich gewählte Stundenkategorie kalibriert. Bei diesem Verfahren wird *a posteriori* eine festgelegte Anzahl von Störtermen aus der Extremwertverteilung vom Typ I gezogen. Diese Störterme werden nach dem Kriterium der identifizierenden Annahme des Modells so ausgewählt, dass der Haushalt die Kategorie wählt, die seinen Nutzen maximiert. Auf diesem Standardmodell – ohne Kalibrierung – basieren auch die Arbeiten von (Clauss/Schnabel 2008) und (Franz et al. 2008). Obwohl das Standardmodell in dieser Form etabliert ist, weist es dennoch auch erhebliche Defizite auf. So wird beispielsweise angenommen, dass die jeweiligen Arbeitszeitkategorien freiwillig gewählt werden. Damit ist also auch die Nichtpartizipation eine freiwillige Entscheidung. Diese Annahme gilt als kritisch zu hinterfragen: So können seitens der Arbeitsnachfrageseite sehr wohl Rationierungen auf dem Arbeitsmarkt vorliegen, die die „unfreiwillige“ Nichtpartizipation erklären. Wird jedoch das Arbeitsangebotsmodell auf dieser Basis geschätzt, so führt dies zu Verzerrungen in den Parametern und zu einer Überschätzung der extensiven Arbeitsangebotswirkungen, also dem Wechsel von Nichtpartizipation zu Partizipation oder dem Partizipationseffekt (siehe hierzu auch die Studie von (Bargain et al. 2010). Des Weiteren leidet der Ansatz des *conditional logit*-Modells unter der *independence of irrelevant alternatives*-Annahme (kurz *IIA*-Annahme). Durch diese vom Modell vorgegebene Struktur stehen nun die Wahrscheinlichkeiten der jeweiligen Arbeitszeitkategorien in einem proportionalen Verhältnis zueinander. Wird nun eine Stundenkategorie aufgrund einer Politikreform attraktiver, wodurch auch die Wahrscheinlichkeit dieser Stundenkategorie ansteigt, so sinken die Wahrscheinlichkeiten der anderen Stundenkategorien proportional. Diese Annahme ist für Arbeitsangebotsmodelle, insbesondere bei Reformen im Niedrigeinkommensbereich, ebenfalls als kritisch zu sehen. So würden im Falle einer Erhöhung des Grundeinkommens geringfügig Beschäftigte und Teilzeitbeschäftigte eher als Vollzeitbeschäftigte ihr Arbeitsangebot einstellen bzw. in Nichtpartizipation wechseln. Die Restriktion des Modellansatzes lässt sich auch

dadurch verdeutlichen, dass beispielsweise die jeweiligen Schätzparameter für die Haupteffekte, Quadrate der Haupteffekte und Interaktionseffekte als konstant angenommen werden. Ein weitaus flexiblerer Ansatz besteht nun darin, die einzelnen Koeffizienten nicht als fix, sondern als stochastisch (random) zu modellieren. Dabei ist es möglich, für jeden Koeffizienten eine unterschiedliche Verteilung anzunehmen. Aufgrund dieser Möglichkeit, die Verteilungen miteinander zu mischen, wird dieses Modell auch als *mixed logit* oder aufgrund der stochastischen Natur als *random parameters logit*-Modell bezeichnet. Da es innerhalb dieses Modellrahmens auch möglich ist, die Substitutionsbeziehungen zwischen den Arbeitszeitalternativen zu berücksichtigen, lässt sich hierdurch das Problem der *IIA*-Annahme lösen.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit ist nun zum einen methodischer und zum anderen inhaltlicher Natur:

Erstens soll das Standardmodell um die fehlenden Komponenten a) Unfreiwillige Arbeitslosigkeit und b) *random parameters logit*-Modell sowie ein Wohlfahrtsmodul erweitert werden. Zur Darstellung der Wohlfahrtseffekte werden die Konzepte der kompensatorischen und äquivalenten Variation verwendet. Diese erlauben eine monetäre Darstellung des Wohlfahrtsgewinns oder -verlustes. Daneben wird ein parametrisches Bootstrap-Verfahren der Arbeitsangebotseffekte implementiert, um somit einen Konfidenzbereich der zu erwartenden Effekte darstellen zu können. Aus vielen bisherigen Studien geht nicht eindeutig hervor, ob die ausgewiesenen Effekte signifikant sind oder nicht. In den wenigen Studien, die Konfidenzbereiche ausgeben, wird dagegen nicht deutlich, wie und mit welchem Verfahren diese berechnet wurden. Gerade bei der Berechnung und dem Vergleich von Angebotselastizitäten verschiedener Schätzverfahren ist es unabdingbar zu wissen, auf welcher Basis die Ergebnisse berechnet und miteinander verglichen werden.

Zweitens sollen diese methodischen Erweiterungen einer genaueren Analyse von Reformoptionen des sozialen Sicherungssystems dienen, um diese mit den bisher existierenden Studien zu vergleichen und möglicherweise neue Erkenntnisse in der Beurtei-

lung dieser Reformen zu liefern. Hierzu soll auf Basis des Papiers (*Clauss/Schnabel 2008*) die Reform des Grundsicherungssystems, namentlich Hartz IV, untersucht werden. Des Weiteren soll das Wohlfahrtsmodul zur Berechnung der monetären Wohlfahrtseffekte verwendet werden, um diese mit den Einkommenseffekten zu vergleichen und mögliche Unterschiede zu identifizieren und zu benennen. Als zweite große Reformoption soll das Bürgergeld nach dem Vorschlag von Althaus auf Basis des Papiers (*Horstschräer/Clauss/Schnabel 2010*) anhand des erweiterten Methodeninstrumentariums evaluiert werden. Gerade hier wird interessant sein zu sehen, ob die hohen Partizipationseffekte nach Berücksichtigung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit deutlich zurückgehen. Als letzte Reformoption wird die Einführung einer Kinderkomponente für Geringverdiener diskutiert (*Schnabel et al., 2007*). Auch hier soll gezeigt werden, ob sich durch das verbesserte Instrumentarium die Ergebnisse und dadurch auch die Beurteilung dieser Reform ändern wird.

Trotz dieser logischen methodischen Erweiterungen bleiben andere Defizite des Modells in dieser Arbeit nach wie vor bestehen. Diese Arbeit erhebt also in keinsten Weise den Anspruch, vollständig und abgeschlossen zu sein: So wird an dem unitären Haushaltskonzept festgehalten. Erweiterungen auf diesem Gebiet sind beispielsweise kollektive Verhandlungsmodelle des Haushalts (*siehe Chiappori 1992*). Hier wird angenommen, dass das Haushaltseinkommen nicht gleich, sondern entsprechend der individuellen Verhandlungsmacht aufgeteilt wird, wobei jedes Individuum seinen eigenen Nutzen maximiert (die bisherigen Versuche beschränkten sich vorwiegend auf Partnerbeziehungen, während neuere Modelle auch noch weitere Akteure zulassen). Das Problem dieser Methodik liegt einerseits in den meist unzureichenden Daten, die eine Identifikation der Verhandlungsmacht erlauben würde, und andererseits in den trotz Identifikation sehr rechenaufwendigen und oft nicht konvergierenden komplexen Schätzmodellen bei realen Datensätzen (*siehe Beninger/Laisney 2002* für einen Vergleich von kollektiven und unitären Haushaltsmodell auf Basis einer vereinfachten Version des ZEW-Mikrosimulationsmodells und generierter Daten). Eine andere Erweiterung ist die Abbildung der Wahl und des Umfangs an Kinderbetreuung, die in dem

Gutachten zur Beurteilung der Einführung eines Betreuungsgeldes (siehe *Beninger et al. 2010*) zum Einsatz gekommen ist, oder die Modellierung einer intertemporalen Arbeitsangebots- oder Fertilitätsentscheidung wie in (*Haan/Wrohlich 2009*). Die Tatsache, dass nicht allen Innovationen Rechnung getragen werden kann, ist der Dynamik dieser Entwicklungen und noch bestehenden Restriktionen dieser Modelle geschuldet. So ist beispielsweise die Modellierung der Fertilitätsentscheidung bisher auf Paare beschränkt, da bei Singles dazu noch ein Heiratsmodell implementiert werden müsste, wodurch der Sachverhalt noch wesentlich komplizierter werden dürfte. Der Fokus der vorliegenden Arbeit ist daher auch in erster Linie auf eine verbesserte Darstellung der extensiven Arbeitsangebotsentscheidung gerichtet, obwohl diese sicherlich von der Kinderbetreuungs- und Fertilitätsentscheidung tangiert werden kann. Die Verknüpfung dieser Methoden wird eine interessante Aufgabe für die Zukunft sein.

1.2 Gang der Untersuchung

Die vorliegende Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Zunächst wird das methodische Fundament der zugrunde liegenden Analysen vorgestellt. Hierbei werden die Methode der Mikrosimulation im Allgemeinen und das ZEW-Mikrosimulationsmodell im Speziellen dargestellt. Dieses umfasst zum einen die verwendete Datengrundlage sowie die Definition und Auswahl der Simulationsstichprobe. Zum anderen wird das arithmetische Modell oder Basismodell dargestellt, in dem die verschiedenen Einkommenskomponenten, die in die Berechnung des verfügbaren Haushaltseinkommens einfließen, aufgelistet werden. Im Anschluss wird das verwendete ökonometrische Standardmodell des Arbeitsangebots zur Berechnung der Arbeitsangebotseffekte formal beschrieben.

Ausgehend von dem Standardmodell wird als erste methodische Erweiterung formal die Entwicklung des Wohlfahrtsmoduls anhand der Umsetzung und Implementierung der beiden Wohlfahrtskonzepte Kompensatorische und Äquivalente Variation gezeigt. In der zweiten methodischen Erneuerung wird das Konzept der unfreiwilligen Arbeitslosigkeit in das bestehende Arbeitsangebotsmodell implementiert – es werden also Rationierung

gen auf der Arbeitsnachfrageseite berücksichtigt. Hierzu wird zum einen ein Probit-Modell geschätzt, um die individuelle Wahrscheinlichkeit, rationiert zu sein, bestimmen zu können. Zum anderen wird das Standardmodell nun nicht auf Basis der tatsächlich beobachteten Stundenkategorien, sondern auf Basis der gewünschten Arbeitszeitkategorien geschätzt. Die geschätzten Parameter repräsentieren dann die eigentlichen Präferenzen. Die Partizipationseffekte oder -elastizitäten werden dann noch mit den Rationierungswahrscheinlichkeiten gewichtet, wodurch sich die Effekte reduzieren sollten. Dieser Vorgang wird dann mittels eines parametrischen Bootstrap-Verfahrens 100-mal wiederholt, um somit die zu erwartenden Effekte und deren Konfidenzintervall bestimmen und mit dem Standardmodell vergleichen zu können. Dadurch wird es möglich sein, auf signifikante Unterschiede mittels eines Mittelwertvergleichs zu testen.

Als nächstes soll nun anstelle des Standardmodells ein *random parameters logit*-Modell spezifiziert und geschätzt werden. Hierzu wird der in der Statistiksoftware STATA implementierte Befehl *mixlogit* verwendet. Da die Schätzung dieses Modells sehr rechenintensiv ist, wird die Spezifikation zuerst mit einer geringen Anzahl von Störtermen vorgenommen. Es wird also zunächst für jeden geschätzten Parameter des Standardmodells einzeln geprüft, ob diese eine Verteilung innerhalb des *random parameters logit*-Modells aufweisen. Am Ende der Spezifikationssuche werden dann alle Parameter mit signifikanten Verteilungen gemeinsam in einem Modell geschätzt, wobei hier die Anzahl der Störterme erhöht wird. Für die hierdurch ermittelte Spezifikation werden dann die zu erwartenden Effekte erneut anhand eines parametrischen Bootstrap-Verfahrens mit 100 Wiederholungen bestimmt. Diese lassen sich dann mit den Effekten des Standardmodells und des erweiterten Modells mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit vergleichen.

Ein letzter methodischer Schritt besteht nun darin, die beiden Erweiterungen miteinander zu verknüpfen, d.h. unfreiwillige Arbeitslosigkeit mit einem *random parameters logit*-Modell. Analog dazu werden mittels des Bootstrap-Verfahrens mit 100 Wiederholungen die zu erwartenden Effekte berechnet und mit den bereits vorhandenen Effekten verglichen.

Im Anschluss sollen die methodischen Erweiterungen auf bestehende Reformkonzepte angewendet werden: Als *erstes* Reformszenario wird hierzu die Änderung des Grundversicherungssystems (Hartz-IV-Reform) analysiert. Als Orientierung dient, wie bereits in der Einleitung beschrieben, die Studie von (Clauss/Schnabel 2008), wobei in dieser Arbeit keine Kalibrierung, sondern ein probabilistischer Ansatz zur Beschreibung der Übergänge verwendet wurde.¹ Diese Studie zeigt, dass vor allem kinderreiche Familien durch die Reform an Einkommen gewinnen würden. Ebenso gewinnen Haushalte, die aufgrund der strengeren Vermögensanrechnung in der Sozialhilfe nun unter den neuen Regelungen transferberechtigt werden. Zu den größten Verlierern zählen ehemalige Arbeitslosenhilfe-Empfänger mit zuvor hohem Erwerbseinkommen. Zusammengefasst verlieren durchschnittlich 60% dieser Haushalte. Insgesamt zeigen sich leicht negative Angebotswirkungen von –12.000 Personen, die aber nicht auf Signifikanz geprüft werden konnten. Neben der neuen Berechnung auf Basis der erweiterten Methodik werden auch die Wohlfahrtseffekte der Reform mit Hilfe des Wohlfahrtsmoduls bestimmt, um diese mit den Einkommenseffekten vergleichen zu können.

Als *zweites* Reformszenario wird das „Solidarische Bürgergeld“ nach Althaus untersucht und mit den Ergebnissen der Studie (Horstschräer/Clauss/Schnabel 2010) verglichen. Diese Analyse hatte gezeigt, dass die Umsetzung von Althaus' Vorschlag zu sehr hohen Partizipationseffekten von rund 1 Mio. Vollzeitstellen führen würde, die jedoch unter erheblichen fiskalischen Kosten von rund 254 Mrd. Euro erkaufte werden müssten. Ebenso zeigen sich trotz der positiven Angebotseffekte auch negative Wirkungen in Form eines Rückgangs der Erwerbsbeteiligung bei Frauen in Zweiverdiener-Haushalten. Zusätzlich zu dem originären Vorschlag von Althaus werden budgetneutrale Alternativen mit jeweils unterschiedlichen Steuersätzen einmal auf der extensiven und/oder auf der intensiven Arbeitsangebotsseite berechnet. Interessant wird es daher sein festzustellen, inwieweit sich diese Effekte mit der neuen Methodik auf der einen

¹ Die verschiedenen Methoden zur Analyse der Übergänge werden in 2.2.5 genauer beschrieben.

Seite abschwächen und/oder auf der anderen Seite verstärken könnten. Des Weiteren soll auch hier die Wohlfahrtsanalyse zeigen, wer in diesem Fall die Wohlfahrtsgewinner und wer die -verlierer sind.

Als *drittes* Reformszenario wird die Einführung einer Kinderkomponente bei Geringverdienerhaushalten untersucht. Grundlage dieser Untersuchung ist die Studie (*Schnabel et al. 2007*), die im Auftrag der Prognos AG durchgeführt wurde. Ausgangspunkt dieser Analyse ist der mit der Reformierung des Grundsicherungssystems im Jahr 2005 eingeführte Kinderzuschlag. Diese Transferleistung soll Familien, die ihren eigenen Bedarf decken können, aber nur aufgrund ihrer Kinder zu Bedürftigen im Sinne SGB II und somit zu Arbeitslosengeld-II-Empfängern würden, unterstützen. Damit sollen sie aus dem Rechtskreis des ALG II geholt und vor den damit verbundenen Auflagen bewahrt werden. Die Ausgestaltung des Kinderzuschlags wurde nun allerdings so umgesetzt, dass dadurch zum einen erhebliche Fehlanreize entstehen und zum anderen die Regelungen äußerst intransparent sind. Darüber hinaus ist die Feststellung des Anspruches äußerst kompliziert. Dies betrifft in erster Linie die Festlegung der Mindesteinkommensgrenze, also der Einkommensschwelle, ab der man Anspruch auf Kinderzuschlag hat, sowie die Tatsache, dass viele Anträge abgelehnt werden mussten, da die Haushalte bedürftig im Sinne des SGB II waren. Eine Evaluation des Kinderzuschlags auf Basis von Telefoninterviews ergab, dass viele dieser Haushalte bereit gewesen wären, ein geringeres verfügbares Einkommen zu akzeptieren, um dadurch nicht zu ALG-II-Empfängern zu werden. Zwar gab es nun im Oktober 2009 eine Reform des Kinderzuschlags, der einen Teil dieser Probleme beseitigte: Jetzt gibt es eine einheitliche Mindesteinkommensgrenze für Paare und Singles auf Basis des monatlichen Bruttoeinkommens sowie eine Wahlmöglichkeit zwischen Kinderzuschlag plus eventuelles Wohngeld oder Arbeitslosengeld II. Der Fehlanreiz, der insbesondere beim Auslaufen des Kinderzuschlags auftritt, wurde aber nicht beseitigt. So kann die Grenzbelastung, aufgrund des Einsetzens von Steuerzahlungen und/oder gleichzeitigem Transferabzug von Wohngeldleistungen, bei einer Ausweitung der Arbeitszeit nach wie vor bei über 100% liegen. Hier setzt der Vorschlag von Prof. Dr. Reinhold Schnabel ein, der die Einführung

einer so genannten Kinderkomponente fordert. Diese sieht ähnlich wie der nun reformierte Kinderzuschlag ein früheres Einsetzen des Kinderzuschlags sowie eine Wahlmöglichkeit bei geringerem verfügbarem Haushaltseinkommen, eine geringere Transferentzugsrate von 35% und einen Wegfall der Höchsteinkommensgrenze vor. Die Studie zeigt, dass durch das frühere Einsetzen der Kinderkomponente zwar ein Teil der ehemaligen Transferempfänger verlieren würden, dafür andere im Bereich der Höchsteinkommensgrenze hinzugewinnen würden. Ebenso würde sich der Kreis der Empfänger deutlich um ca. 500 Tsd. Haushalte erweitern, wodurch überhaupt erst eine echte Förderung entstünde. Darüber hinaus würden sämtliche Fehlanreize, insbesondere an der Höchsteinkommensgrenze, beseitigt: Über die Kinderkomponente hinweg wäre somit nämlich immer ein Anreiz gegeben, die Arbeitszeit zu erhöhen. Aufgrund der geringen Fallzahl in dieser Studie konnten keine Arbeitsangebotseffekte bestimmt werden, daher soll nun in der vorliegenden Arbeit dieser Ansatz erneut aufgegriffen und auf Basis des reformierten Kinderzuschlags untersucht werden. So ist diesmal von Arbeitsangebotsreaktionen bei einer Einführung der Kinderkomponenten auszugehen, da mit der Reformierung des Kinderzuschlags auch eine höhere Fallzahl zu erwarten ist, sodass die Arbeitsangebots-, Verteilungs- und Wohlfahrtsanalysen viel aussagekräftiger ausfallen und bessere Rückschlüsse auf die Wirkungen der Einführung einer Kinderkomponente geben werden.

2 Methodologie – Mikrosimulation

2.1 Hintergrund

Die Mikrosimulation fand mit (*Orcutt 1957*) und (*Orcutt et al. 1961*) erstmals ihren Einzug in die Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Aber erst seit den frühen 1980er Jahren, als große Individualdatensätze zunehmend verfügbar (z.B. das Sozio-oekonomische Panel ab 1984) sowie die Rechenleistung von Computern² deutlich gesteigert wurden, hat sich die Mikrosimulation als Analyseinstrument für wirtschaftliche Fragestellungen durchgesetzt.³

Innerhalb der Mikrosimulation werden Mikroeinheiten betrachtet. Dies können Personen, Haushalte oder Unternehmen sein. Dem Grundkonzept der Mikrosimulation nach wird zunächst eine repräsentative Stichprobe aus der Grundgesamtheit gezogen, danach werden die jeweilige Politikmaßnahme oder ganze Maßnahmenbündel für die ausgewählte Stichprobe simuliert. Die Stichprobe weist nun die Merkmale nach der Durchführung der Politikmaßnahme auf. Geeignete Hochrechnungsfaktoren erlauben dann einen Rückschluss auf die Grundgesamtheit (siehe Abbildung 1).

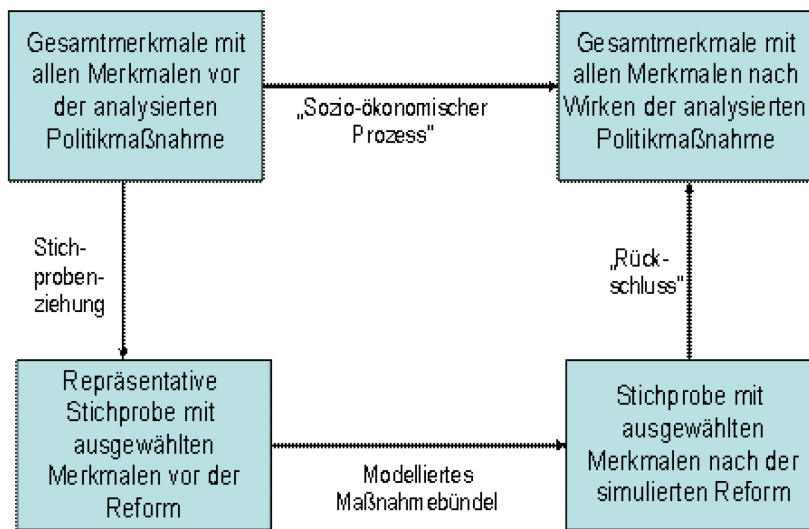
In (*Bourguignon/Spadaro 2006*) wird exzellent beschrieben, wie Mikrosimulationsmodelle als Instrumentarium zur Analyse von Politikreformen verwendet und damit die verbundenen Verteilungs- bzw. Umverteilungswirkungen sowie Auswirkungen auf die Armut identifiziert werden können. Darüber hinaus zeigen sie die zukünftigen Forschungsgebiete auf (z.B. eine vollständig Statische oder Dynamische Mikro-Makro

²Siehe hierzu auch (*Harding/Gupta 2007*).

³Siehe auch (*Peichl 2005*) für einen umfassenden Überblick zur allgemeinen Entwicklung von Simulationsmodellen.

Koppelung⁴), benennen aber auch die damit verbundenen Schwierigkeiten aufgrund der Komplexität dieser Modelle. Im Folgenden wird nun das für die anschließenden Studien verwendete und erweiterte ZEW-Mikrosimulationsmodell beschrieben: Datenbasis, Modellierung des Einkommensrechners und des diskreten Arbeitsangebotsmodells sowie die Verwendung von Kalibrierung und Bootstrap zur Inferenz von Effekten. Im Anschluss werden die Angebotselastizitäten des Standardmodells numerisch berechnet sowie die konzeptionelle Implementierung des Wohlfahrtsmoduls beschrieben.

Abbildung 1: Grundkonzept der Mikrosimulation



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an (Bork 2000) und (Galler/Ott 1994)

⁴Siehe (Clauss/Schubert 2009), (Arntz et al. 2007) und (Franz et al. 2008) für einen Überblick und Anwendung eines vollständig integrierten statischen Mikro-Makro-Modells. Eine vollständige Integration des Mikromodells in das Makromodell bedeutet dabei, dass die Vielzahl der Haushalte beibehalten und diese nicht zu wenigen repräsentativen Haushalten aggregiert werden.

2.2 Das ZEW-Mikrosimulationsmodell STSM

2.2.1 Einleitung

Mit Hilfe des ZEW-Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodells (STSM)⁵ lassen sich zum einen Steuern, Sozialabgaben und Transferleistungen simulieren und zum anderen deren Auswirkungen auf das verfügbare Einkommen und das Erwerbsverhalten privater Haushalte untersuchen. Zur Berechnung des verfügbaren Haushaltseinkommens und dessen Bestimmungsgrößen verwendet das ZEW-Mikrosimulationsmodell ein arithmetisches Modell, welches auf einer sehr detaillierten Abbildung des deutschen Steuer- und Transferrechts basiert. In einer Basissimulation, dem so genannten Status quo, können die berechneten Ergebnisse mit den tatsächlichen amtlichen Daten verglichen und validiert werden. Ausgehend von der Basissimulation können bestimmte Reformalternativen ex ante simuliert und mit dem Status quo konfrontiert werden, wodurch ihnen ein Prognosecharakter verliehen wird. Anhand des Vergleiches von Status quo mit alternativen Szenarien können Verteilungsanalysen durchgeführt werden. Mit geeigneten Hochrechnungsfaktoren lassen sich mit den Ergebnissen die fiskalischen Konsequenzen prognostizieren. Neben dem arithmetischen Modell ist auch ein mikroökonomisches Arbeitsangebotsmodell integriert, womit sich auch die Arbeitsmarkteffekte der Reformalternativen voraussagen lassen.⁶ Dabei unterscheidet man zwischen so genannten „Erstrundeneffekten“ („Morgen-danach-Effekte“) und „Zweitrundeneffekten“. Bei Ersteren wird von einem konstanten Erwerbsverhalten ausgegangen. Bei Letzterem werden ein Arbeitsangebotsmodell und die damit verbundenen Verhaltensanpassungen berücksichtigt. Es wird hierbei davon ausgegangen, dass das Erwerbsverhalten angepasst werden kann. Durch geeignete Aggregation bilden die Ergebnisse auch den Dateninput für

⁵Eine etwas ältere Dokumentation des Modells gibt (*Jacobebbinghaus/Steiner 2003*). Eine vergleichbare und etwas aktuellere Dokumentation findet sich auch bei (*Steiner/Haan/Wrohlich 2005*).

⁶ Siehe (*Franz 2005*) für eine Darstellung des Arbeitsangebots auf Arbeitsmärkten.

eine gesamtwirtschaftliche Totalanalyse (Makroanalyse) mittels eines allgemeinen Gleichgewichtsmodells. Das Mikrosimulationsprogramm ist in STATA programmiert und verwendet eine blockrekursive Modulstruktur mit einem übergeordneten Mastermodul. Diese modulare Struktur erlaubt eine unabhängige Ausführung bestimmter Analysen und eine zielgenaue Implementierung bestimmter Reformalternativen. Als Datenbasis des ZEW-Mikrosimulationsmodells wird das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) verwendet, wobei die Aktualisierung der Daten analog mit jeder SOEP-Welle erfolgt.

2.2.2 Datenbasis

Als Datenbasis verwendet das ZEW-Mikrosimulationsmodell, wie bereits beschrieben, das Sozio-oekonomische Panel (SOEP).⁷ Dabei handelt es sich um eine jährliche repräsentative Wiederholungsbefragung seit 1984. Im Auftrag des DIW Berlin werden hierfür jedes Jahr in Deutschland über 20.000 Personen aus rund 12.000 Haushalten von TNS Infratest Sozialforschung zu Fragen über Einkommen, Erwerbstätigkeit, Bildung oder Gesundheit befragt. Die Themenschwerpunkte des SOEP sind im Einzelnen:

- Persönlichkeitsmerkmale
- körperliche und mentale Gesundheit
- Erwerbs- und Familienbiografien
- Kinderbetreuung und Bildungsbeteiligung
- Erwerbsbeteiligung und berufliche Mobilität
- Einkommensverläufe
- Haushaltszusammensetzung, Wohnsituation

⁷ Eine gute Beschreibung des SOEP bietet das Handbuch von (Haisken De-New/Frick 2005).

- gesellschaftliche Partizipation und Zeitverwendung
- Lebenszufriedenheit

Zudem werden in jährlich wechselnden Schwerpunktthemen Informationen über folgende Themen erhoben

- Familie und soziale Dienste
- Weiterbildung und Qualifikation
- Soziale Sicherung sowie
- Energie- und Umweltverhalten

Neben der jährlichen Erhebung einer Vielzahl von Themenschwerpunkten, zu denen die Personen befragt werden, zeichnet sich das SOEP vor allem aber auch durch seine Stabilität als geeigneter Datensatz für Mikrosimulationsmodelle aus. Darüber hinaus lassen sich auch langfristige soziale und gesellschaftliche Trends gut verfolgen, da jährlich die gleichen Personen befragt werden.

Für das SOEP werden private Haushalte und deren Mitglieder interviewt, die das 17. Lebensjahr erreicht haben. Zusätzlich werden seit dem Befragungsjahr 2000 von den 16- bis 17-jährigen Haushaltsmitgliedern jugendspezifische Biografiedaten erhoben. Des Weiteren werden seit 2003 Mütter von Neugeborenen nach zentralen Indikatoren befragt, die für die Entwicklungsprozesse von Kindern von großer Bedeutung sind. Darüber hinaus werden seit 2005 auch die Eltern von zwei- und dreijährigen Kindern interviewt. Zusammen mit dem Geburtsjahrgang 2003 bietet das SOEP damit eine Geburts- und Kohortenstudie. Daher werden seit 2008 auch die Eltern fünf- und sechsjähriger Kinder besonders befragt und ab 2010 zudem die Eltern älterer Kinder sowie die Kinder selbst, bevor diese mit dem 17. Lebensjahr zu regulären Befragungspersonen werden.

Für das ZEW-Mikrosimulationsmodell werden jedoch nicht alle Informationen, die das SOEP bietet, auch benötigt. Da das Mikrosimulationsmodell zur Abschätzung der Ar-

beitsangebotswirkungen von Reformänderungen konzipiert wurde, werden daher auch andere Informationen benötigt, als wenn es zur Modellierung z.B. von Gesundheitsaspekten oder der Lebenszufriedenheit benötigt würde.

2.2.3 Modellierung ohne Verhaltensanpassungen – Basismodell

Wie bereits in der Einleitung beschrieben, basiert das Mikrosimulationsmodell des ZEW auf einem arithmetischen Modell (Basismodell) zur Berechnung des verfügbaren Haushaltsnettoeinkommens. Die folgende Tabelle 1 enthält dabei eine Übersicht zu den Einkommenskomponenten und den zugrunde liegenden Gesetzen. Dabei wird versucht, das deutsche Steuer- und Transferrecht möglichst detailgetreu abzubilden, um aus den Inputfaktoren Wochenarbeitszeit, Bruttostundenlohn, Haushaltszusammensetzung, Wohnsituation etc. das verfügbare Haushaltseinkommen zu generieren. Im Prinzip lässt sich das Mikrosimulationsmodell als ein großer Brutto-Netto-Rechner beschreiben, der anstelle eines typisierten Haushalts für die für Deutschland repräsentativen SOEP-Haushalte und deren Charakteristika die jeweiligen Nettohaushaltseinkommen generiert. Nun lassen sich damit das gesamtwirtschaftliche Einkommen, Steueraufkommen, Sozialbeiträge, Transfers und die Verteilung dieser Komponenten berechnen. Für ein gegebenes Jahr lassen sich also eine Reihe statistischer Kenngrößen berechnen und mit den Zahlen aus der amtlichen Statistik oder dem SOEP vergleichen. Diese Vorgehensweise nennt man auch Validierung. *Jacobebbinghaus* (2006) unterzieht eine modifizierte, aber durchaus vergleichbare Version des STSM einem intensiven Validierungsversuch und kommt zu keinem befriedigenden Ergebnis. Dabei werden Transferleistungen oder Empfängerzahlen des Simulationsmodells im Vergleich zum SOEP entweder über- oder unterschätzt – zum Teil erklärt er dieses auch mit den oft ungenauen Angaben oder auch möglichen Fehlern in den SOEP-Daten. Ebenso führt er aber auch an, dass z.B. ein Vergleich der berechneten Einkommensteuer oder Sozialversicherungsbeiträge nicht möglich sei, da diese im SOEP nicht erhoben werden. Als Möglichkeit zur Verbesserung der Genauigkeit nennt er die Hinzunahme weiterer Datenquellen wie der FAST oder Sozialhilfestatistik.

Tabelle 1: Komponenten des verfügbaren Haushaltseinkommens

Haushaltseinkommen bis 2004		Haushaltseinkommen nach 2004	
1.	ESTG		
Einkünfte aus nichtselbstständiger Arbeit	§19		
+ Einkünfte aus Kapitalvermögen	§20		
+ Einkünfte aus selbstständiger Arbeit	§18		
+ Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung	§21		
+ Sonstige Einkünfte	§22		
./. Altersentlastungsbetrag	§24a		
./. Sonderausgaben (pauschaliert)	§10 -10c		
./. Außergewöhnliche Belastung (pauschaliert)	§33 -33c		
./. Haushaltsfreibetrag	§32 VI		
./. Kinderfreibetrag/Kindergeld	§32 VII		
2. ./. Sozialversicherungsbeiträge			
./. Einkommensteuer			
./. Solidaritätszuschlag			
3. + Kindergeld	§ 66 EStG §6 BKGG		
+ Erziehungsgeld	BErzGG		
+ Bafög, Stipendien, Berufsausbildungsbeihilfe			
+ Arbeitslosengeld	SGB III	+ Arbeitslosengeld I	SGB III
+ Arbeitslosenhilfe	§ 190-197 SGB III	+ Arbeitslosengeld II	SGB II
+ Wohngeld	WoGG	+ Wohngeld	WoGG
+ Unterhaltsansprüche	BGB	+ Unterhaltsansprüche	BGB
+ Sozialhilfe	BSHG	+ Sozialhilfe	SGB XII
		+ Kinderzuschlag	§ 6aBKGG
		+ Befristeter Zuschlag	§ 24 SGB II
Quelle: Eigene Darstellung			

Der Nachteil hierbei ist wiederum, dass diese Datensätze i. d. R. in großen zeitlichen Abständen erhoben werden und daher eine statistische Anpassung notwendig wird, was wiederum konzeptionelle Probleme aufwirft. Davon abgesehen hält er es aber auch für möglich, dass man unabhängig vom Niveau der absoluten Größen die Annahme rechtefertigen kann, dass die durch eine Simulation einer Reform sich ergebenden relativen Änderungen davon unberührt bleiben.

Eine Möglichkeit, eine Reform zu untersuchen, besteht nun darin, dass das bestehende System modifiziert wird, d.h., es werden beispielsweise bestimmte Parameter der Einkommensteuerformel oder Transferregelungen verändert. Dadurch lassen sich die gleichen Einkommenskomponenten unter veränderten Bedingungen bestimmen und mit dem Ausgangsniveau vergleichen. Die wichtigste Eigenschaft des Basismodells ist die Annahme, dass es durch die Veränderung des Systems zu keinen Verhaltensanpassungen bezüglich der Erwerbstätigkeit der Haushalte kommt. Da die Haushalte nicht reagieren können und man implizit annimmt, die Reform hätte keine Chance zur Reaktion gegeben, spricht man daher auch vom „Morgen-danach-Effekt“.

2.2.4 Modellierung mit Verhaltensanpassungen – Arbeitsangebotsmodell

Für das Arbeitsangebotsmodell werden die Entscheidungsträger des Haushalts (Haushaltsvorstand und Partner) danach unterschieden, ob sie ihre Arbeitsangebotsentscheidung flexibel oder nicht flexibel gestalten können. Für die folgenden Personenkreise wird angenommen, dass ihre Arbeitsangebotsentscheidung nicht flexibel ist und sie somit ihr Arbeitsangebot nicht variieren können:

- Personen, die jünger als 20 oder älter als 65 Jahre sind,
- Bezieher von Altersrente, Altersübergangs- oder Vorruhestandsgeld
- Auszubildende (betriebliche Ausbildung, Schule, Hochschule etc.)
- Personen im Mutterschutz, Zivildienst- und Wehrdienstleistende
- Hauptberuflich Selbstständige

Diese Unterscheidung wird auch deshalb vorgenommen, da davon ausgegangen werden kann, dass diese Haushaltstypen sich aufgrund ihrer inflexiblen Arbeitsangebotsituation sehr heterogen verhalten und somit nicht für die Schätzung des Arbeitsangebotsmo-

dells verwendet werden können. Dies würde ansonsten zu verzerrten Schätzparametern und damit zu verzerrten Ergebnissen führen.

Aufgrund dieses Umstandes wird zu Analysezwecken folgende Einteilung vorgenommen:

1. Flexible Haushalte

- a. Paarhaushalte (beide Partner sind flexibel)
- b. Singlehaushalt (Haushaltsvorstand ist flexibel)

2. Gemischte Haushalte

- a. Paarhaushalte (ein Partner ist flexibel)

3. Inflexible Haushalte

- a. Paarhaushalte (beide Partner sind inflexibel)
- b. Singlehaushalte (Haushaltsvorstand ist inflexibel)

4. Haushalte mit fehlenden Informationen

Die Haushaltsgruppe 4 wird für keinen Analyseschritt benötigt und daher gelöscht. Um dafür zu kontrollieren, dass bestimmte Haushaltstypen innerhalb dieser Gruppe über- oder unterrepräsentiert wären und damit eine Selektionsverzerrung entstünde, wird eine nichtparametrische Korrektur der Gewichtungsfaktoren für die verbleibenden Haushaltsgruppen vorgenommen.⁸

⁸Siehe auch (Steiner/Jacobebbinghaus 2003).

Dabei wird die Stichprobe zunächst in Zellen eingeteilt $z = 1, \dots, Z$, die auf Basis von Haushaltsmerkmalen wie Familienstand, Anzahl von Kindern definiert werden: siehe Gleichung (2-1). Eine Zelle enthält dann beispielsweise alle alleinerziehenden Frauen nichtdeutscher Herkunft mit zwei Kindern. Aufgrund dieser Einteilung kann es passieren, dass manche Zellen mit nur wenigen Beobachtungen gefüllt sind oder sogar überhaupt nicht besetzt werden können.

In einer Zelle finden sich dann alle Haushalte, die die entsprechenden Merkmale aufweisen. Dabei gehen sie mit ihren ursprünglichen, vom SOEP gegebenen Hochrechnungsfaktoren in die Zelle ein. Nun wird für jede Zelle die Ausfallwahrscheinlichkeit für die spätere Simulationsstichprobe berechnet. Dazu werden die Hochrechnungsfaktoren der verbleibenden Haushalte aufsummiert und durch die Summe aller Hochrechnungsfaktoren dividiert. Der neue adjustierte Hochrechnungsfaktor ergibt sich dann aus der Multiplikation des alten Hochrechnungsfaktors der verbleibenden Haushalte mit einem Korrekturfaktor, der sich aus der reziproken Ausfallwahrscheinlichkeit ergibt. Formal lässt sich dies für einen Haushalt i in der jeweiligen Zelle z wie folgt darstellen:

$$hrf_{i \in z}^{neu} = \frac{\sum_m hrf_m^z}{\sum_l hrf_l^z \cdot d_{l \in S}} \times hrf_{i \in z}^{alt}, \forall i, z \quad (2-1)$$

Dabei stehen die Laufindizes m, l für die Anzahl der Beobachtungen einer Zelle. Der Indikator $d_{l \in S}$ zeigt an, ob der Haushalt auch Teil der Simulationsstichprobe S ist.

Für eine rein statische Vorher-Nachher-Betrachtung eines Reformvorschlags ohne Verhaltensänderungen können die Haushaltsgruppen 1 bis 3 verwendet werden. Für das Arbeitsangebotsmodell werden jedoch nur die Haushaltsgruppen 1 bis 2 verwendet. Dabei wird für die Analyse mit Verhaltensanpassungen vereinfachend angenommen, dass die Haushaltsgruppe 3 ihr Erwerbsverhalten nicht ändert. Die empirische Verteil-

lung der wöchentlichen Arbeitszeiten zeigt einen Unterschied zwischen Männern und Frauen auf der einen Seite sowie zwischen Paar- und Singlehaushalten auf der anderen Seite. Daher erscheint es sinnvoll, das Arbeitsangebotsmodell getrennt nach Paar- und Singlehaushalten sowie bei Singlehaushalten getrennt nach Frauen und Männern zu schätzen. Des Weiteren zeigt die empirische Verteilung der wöchentlichen Arbeitszeiten stärkere Konzentrationen um bestimmte Arbeitsstunden. Solche diskreten Verteilungen lassen sich durch ein stetiges Arbeitsangebotsmodell nicht befriedigend darstellen, daher wird das Arbeitsangebot eines Haushalts als eine diskrete Entscheidung (siehe *van Soest 1995*) modelliert, wobei der Informationsverlust durch eine diskrete Modellierung nur gering ist. Ein diskretes Modell hat zudem den Vorteil, dass fixe Kosten der Arbeit und Nichtlinearitäten der Einkommensverläufe, wie sie durch komplexe Steuer-Transfer-Systeme entstehen können, automatisch berücksichtigt werden können.

Das Modell lässt sich wie folgt beschreiben: Jedes Individuum $i = 1, \dots, N$ wählt aus einer endlichen Menge von möglichen Arbeitszeitkategorien $j = 1, \dots, J$ die Arbeitszeitkategorie $H = j$ die den größten Nutzen über alle anderen Arbeitszeitkategorien stiftet und arbeitet h^j Stunden. Die Anzahl der wählbaren Arbeitszeitkategorien kann sich für Frauen und Männer unterscheiden, ist jedoch für alle Frauen oder Männer identisch. Die Wahl der diskreten Arbeitszeitkategorien erfolgt in Übereinstimmung mit der empirischen Verteilung der Arbeitszeit und rechtlicher Bestimmungen. So definiert die Nullstundenkategorie im Standardmodell beispielsweise die freiwillige Nichtpartizipation, während Stundenkategorien größer null und bis 30 Stunden pro Woche den Teilzeitbereich abdecken. Der Vollzeitbereich erstreckt sich von 38 bis 40 Stunden, und Stundenkategorien ab 45 Stunden bilden regelmäßige Überstunden ab. Die frei verfügbare wöchentliche Arbeitszeitausstattung eines Individuums wird mit 80 Stunden pro Woche bemessen.⁹ So stehen pro Woche 168 Stunden zur Verfügung (24 Stunden \times 7 Ta-

⁹ Die Studien von (*van Soest 1995*) und (*Euwals/van Soest 1999*) haben gezeigt, dass die Wahl der Höhe der Zeitausstattung (TE=Time Endowment) keinen Einfluss auf die Ergebnisse hat.

ge/Woche), davon werden 88 Stunden für Schlaf und Regeneration abgezogen. Die Freizeit wird dann über die Wahl der Arbeitszeitkategorie identifiziert: $lm = TE - h^j$ und $lf = TE - h^j$. Dabei beschreibt lm die verfügbare wöchentliche Freizeit eines Mannes und lf die verfügbare wöchentliche Freizeit einer Frau. Für Paare ergeben sich aus diesem Modell also insgesamt $J \times J$ Arbeitszeitkombinationen. Für jede der Arbeitszeitalternativen wird zunächst das Bruttoarbeitseinkommen bei gegebenem individuellem Bruttostundenlohn bestimmt. Es wird ferner angenommen, dass der Bruttolohn nicht über die Arbeitszeitkategorien variiert. Da bei Nichterwerbstätigen der Lohn nicht beobachtet werden kann, wird dieser in einem vorgelagerten Schritt aus einer selektionskorrigierten Lohnregression (Heckman 1979) geschätzt.¹⁰

Innerhalb dieses Modellrahmens werden verheiratete und unverheiratete Paare als eine Einheit modelliert, die gemeinsam den Haushaltsnutzen maximieren. Der Nutzen wird im van-Soest-Modell als eine lineare Translogfunktion¹¹ des Einkommens und der Freizeit spezifiziert: Gleichung (2-2):

$$U(x) = x'Ax + \beta'x + \varepsilon \quad (2-2)$$

Der Vektor x enthält die logarithmierten Variablen des Einkommens und der Freizeit des Mannes und Freizeit der Frau. In der symmetrischen Matrix A stehen die Parameter der quadratischen Terme und der jeweiligen Interaktionen. Die Nutzenformel lässt sich ausführlich wie folgt schreiben:

¹⁰Die Ergebnisse der Lohnschätzungen für Frauen und Männer getrennt nach West- und Ostdeutschland finden sich im Anhang.

¹¹ Siehe (Christensen/Jorgenson/Lau 1973).

$$U = \alpha_{11} (\log y)^2 + \alpha_{12} (\log y)(\log lm) + \alpha_{13} (\log y)(\log lf) + \alpha_{22} (\log lm)^2 + \alpha_{23} (\log lm)(\log lf) + \alpha_{33} (\log lf)^2 + \beta_1 (\log y) + \beta_2 (\log lm) + \beta_3 (\log lf) + \varepsilon \quad (2-3)$$

Des Weiteren gibt es $v = 1, \dots, V$ Kovariate c_v , die ebenfalls in die Spezifikation der Nutzenfunktion eingehen, um für beobachtbare Heterogenität in den Präferenzen für Freizeit und/oder Einkommen zu kontrollieren.¹² Da diese Kontrollvariablen die Präferenzen für Freizeit und/oder Einkommen nochmal verschieben können, werden sie deshalb auch als „Taste Shifter“ bezeichnet: z.B. Alter, Qualifikation, Anzahl der Kinder, Regionalvariable (Ost/West), Nationalität (Deutsch/Ausländer), Art der Beschäftigung (Vollzeit / Teilzeit), etc. Die Kovariate beeinflussen den Nutzen über die Parameter der Gleichung (2-3): β_r und α_{rs} , mit $r = 1, 2, 3$, siehe Gleichungen (2-4) und (2-5).¹³

$$\alpha_{rs} = \alpha_{rs0} + \sum_{v=1}^V \alpha_{rsv} c_v \quad (2-4)$$

$$\beta_r = \beta_{r0} + \sum_{v=1}^V \beta_{rv} c_v \quad (2-5)$$

¹³In diesem Modell werden keine Fixkosten der Arbeit berücksichtigt, da hier konzeptionelle Probleme auftreten können. So kann es passieren, dass das Einkommen negativ oder null wird, obwohl dieser Wertebereich für eine Translog-Nutzenfunktion nicht definiert ist (siehe *Gong/van Soest 2000*). Die Autoren verwenden alternativ Fixerträge bei Nichtpartizipation. Auch dieses Konzept wird hier nicht verwendet, da in (*Heim/Meyer 2004*) gezeigt werden konnte, dass es für die späteren Angebots- und Wohlfahrtseffekte unerheblich ist, ob die Präferenzen nun mit oder ohne Berücksichtigung fixer Kosten geschätzt wurden. Zudem wird in dieser Studie auf den Status quo kalibriert, sodass Ungenauigkeiten durch den Störterm abgefangen werden können.

Dabei beschreiben β_{r0} und α_{rs0} den direkten Einfluss von Freizeit und/oder Einkommen, wenn die Kovariate nicht berücksichtigt werden.¹⁴ Unbeobachtete Einflüsse, die nicht durch die Spezifikation erklärt werden können, sind im Störterm ε zusammengefasst. Dabei wird angenommen, dass die Störgröße über alle Haushalte identisch und unabhängig (*iid*) verteilt ist und einer Extremwertverteilung vom Typ I folgt: siehe Gleichung (2-6):

$$f(\varepsilon) = \exp(-\varepsilon) \cdot \exp(-\exp(-\varepsilon)) \quad (2-6)$$

Aus (McFadden 1974) wissen wir, dass die Differenzen der Störterme der Stundenkategorien einer logistischen Verteilung folgen. Dadurch lässt sich die Wahrscheinlichkeit, dass Kategorie k einer anderen Kategorie l vorgezogen wird, allgemein als die Wahrscheinlichkeit, dass Kategorie k gewählt wird, umformen. Dabei ergibt sich der folgende Ausdruck, siehe Gleichung (2-7):

$$\Pr_k(U_k > U_l) = \Pr(H = k) = \frac{\exp(x'_k A x_k + \beta' x_k)}{\sum_m \exp(x'_m A x_m + \beta' x_m)}, \forall l \neq k \quad (2-7)$$

Die Parameter dieses *multinomial conditional logit*-Modells lassen sich nun auf Basis der Maximum-Likelihood schätzen. Die Form der Likelihoodfunktion ist in Gleichung (2-8) abgebildet, die der Log-Likelihood in Gleichung (2-9)

$$L = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^m \Pr(H = j)^{d_{ij}} \quad (2-8)$$

¹⁴ Nicht alle möglichen Kombinationen bzw. Interaktionen der Gleichungen (2-4) und (2-5) werden im Modell tatsächlich verwendet. Vielmehr wurde eine Auswahl der geeigneten und plausiblen Interaktionen mittels theoretischer Überlegungen und auf Basis einer Spezifikationsuche getroffen.

$$LL = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m d_{ij} \Pr(H = j) \quad (2-9)$$

Dabei beschreibt der Ausdruck $\Pr(H = j)$ die Wahrscheinlichkeit, dass eine bestimmte Arbeitszeitkategorie j gewählt wird. Der Dummy d_{ij} nimmt den Wert eins ($d_{ij} = 1$) an, falls der Haushalt diese Arbeitszeitkategorie j gewählt hat, und null ($d_{ij} = 0$), falls er diese nicht gewählt hat. Da die Schätzgleichung neben den linearen Termen für Einkommen und Freizeit auch die quadratischen Terme sowie die Interaktionsterme beinhaltet, ist die direkte Interpretation einzelner Schätzkoeffizienten nicht sinnvoll. Die theoretische Annahme ist, dass mit steigender Freizeit und steigendem Einkommen, ceteris paribus, der Nutzen des Haushalts ansteigt. Die Ergebnisse zeigen, dass das Modell diese theoretische Annahme sehr gut erfüllt, für eine bessere quantitative Interpretation müssen jedoch die Elastizitäten berechnet werden. Diese werden in Abschnitt 2.2.6 präsentiert.

2.2.5 Kalibrierung und Bootstrap

Kalibrierung

Eine entscheidende und oft vernachlässigte Bedeutung des Arbeitsangebotsmodells kommt der Modellierung der Veränderungsprozesse zu. Genauer gesagt kommt es darauf an, wie Verhaltensänderungen bei den Arbeitszeiten bzw. an den Übergängen der Arbeitsstundenkategorien gemessen werden. (Bonin/Schneider 2006) berechnen hierzu in ihrer Arbeit die analytischen Übergangswahrscheinlichkeiten für das *conditional logit*-Modell nach einer Reformänderung im Sinne eines exogenen Schocks. Dazu ver-

gleichen sie ebenso verschiedene weitere Ansätze zur Messung der Übergangswahrscheinlichkeiten und unterscheiden dabei die aggregierte probabilistische Methode, die maximierende probabilistische Methode und die Kalibrierungsmethode.¹⁵

Zunächst einmal ist die Situation wie folgt: Aus der Schätzung der Parameter des *conditional logit*-Modells lassen sich die jeweiligen Nutzen der Arbeitszeitkategorien berechnen und somit auch die jeweiligen Wahrscheinlichkeiten, dass eine Arbeitszeitkategorie gewählt wird. Man erhält also eine Wahrscheinlichkeitsverteilung über alle Stundenkategorien für jeden Haushalt. Diese Wahrscheinlichkeiten summieren sich entsprechend für jeden Haushalt auf eins. Bei der aggregierten probabilistischen Methode werden nun die jeweiligen Wahrscheinlichkeiten jeder Arbeitszeitkategorie über alle Haushalte aufsummiert und durch die Anzahl der Haushalte geteilt. Dadurch erhält man den gesamtwirtschaftlichen Anteil an Haushalten je Arbeitszeitkategorie. Dabei gehen allerdings die einzelnen Haushalte unterschiedlich, entsprechend ihrer Wahrscheinlichkeit, ein. Der Nachteil dieser Methode liegt darin, dass aufgrund der Aggregation der Wahrscheinlichkeiten je Haushalt Informationen zu den individuellen Übergängen einzelner Haushalte oder bestimmter Haushaltstypen (verheiratete Paare mit zwei Kindern, Alleinerziehende, Teilzeitbeschäftigten mit 15 Wochenstunden) verloren gehen. Durch die Aggregation wird nur sichtbar, wie sich die Wahrscheinlichkeiten gesamtwirtschaftlich verändern. Zu den einzelnen Haushalten sind jedoch keine Aussagen möglich. Eine andere Methode ist die maximierende probabilistische Methode. Hierbei wird vor und nach der Reform betrachtet, welche Arbeitszeitkategorie den höchsten Nutzen hat, das bedeutet, dass es keine Wahrscheinlichkeitsverteilung mehr über die jeweiligen Stundenkategorien gibt, sondern einen Vektor, der eine Eins enthält für die Stundenkategorie mit dem höchsten Nutzen und ansonsten Nullen. Der Nachteil dieser Methode liegt darin, dass zum einen die Stundenkategorie mit dem höchsten Nutzen nicht notwendigerweise mit der Stundenkategorie übereinstimmen muss, die der Haushalt tatsächlich ge-

¹⁵Dabei beziehen sie sich auf (Creedy/Duncan 2002).

wählt hat. Das Modell basiert jedoch auf der identifizierenden Annahme, dass die tatsächlich beobachtete Stundenkategorie auch den höchsten Nutzen stiftet. Des Weiteren käme es hier zu einer starken Unterschätzung von selten gewählten Stundenkategorien wie beispielsweise der Teilzeitarbeit von Männern. Darüber hinaus wird durch diesen Ansatz implizit angenommen, dass es keine unbeobachtete Heterogenität im Modell gibt, d.h., es wird nur der deterministische Teil der Nutzenfunktion berücksichtigt. Dadurch vernachlässigt diese Methode wichtige Informationen und leugnet somit die stochastische Natur (statistische Unsicherheit) des Modells.

Der dritte Ansatz ist das sogenannte Kalibrierungsverfahren, das auf (*Duncan/Weeks 1998*) basiert. Hier wird nun für alle Stundenkategorien ein Vektor von Störtermen aus einer Verteilung (Extremwertverteilung) gezogen und der Nutzen dann aus dem deterministischen und dem stochastischen Teil berechnet. Führt die Ziehung nun zu dem Ergebnis, dass die tatsächlich beobachtete Stundenkategorie auch den höchsten Nutzen hat, so wird der entsprechende Vektor mit den Störtermen gespeichert, ansonsten wird er gelöscht. Dieser Vorgang wird nun so lange wiederholt, bis man eine vorgegebene Anzahl von Vektoren (z.B. 100) gespeichert hat. Damit wird die ursprüngliche Wahrscheinlichkeitsverteilung des *conditional logit*-Modells auf die Ausgangssituation kalibriert, d.h., man erhält wie bei der maximalen probabilistischen Methode einen Vektor mit einer Eins für die Arbeitszeitkategorie mit dem höchsten Nutzen. Bei der Kalibrierungsmethode wird jedoch eine stochastische Unsicherheit berücksichtigt, und die Arbeitszeitkategorie mit dem höchsten Nutzen im Ausgangszeitpunkt entspricht auch der tatsächlich beobachteten Arbeitszeitkategorie.

Im Falle einer Reformänderung wird dann der Nutzen auf Basis der geschätzten Parameter und des veränderten verfügbaren Haushaltseinkommens berechnet. Dabei wird angenommen, dass sich die Störterme – unbeobachteten Merkmale – durch die Reform nicht ändern. Für die 100 Vektoren mit Störtermen, die genau die genannte Eigenschaft besitzen, dass die tatsächliche gewählte Stundenkategorie auch den höchsten Nutzen stiftet, werden dann auch im Reformfall die Stundenkategorien mit dem höchsten Nutzen ermittelt. Im Anschluss wird zuerst für jede Stundenkategorie im Reformfall die

absolute Häufigkeit ermittelt, dass diese Kategorie den höchsten Nutzen stiftet. Teilt man nun diesen Wert durch die Anzahl der Vektoren (hier:100), erhält man die relative Häufigkeit je Stundenkategorie und somit eine Wahrscheinlichkeitsverteilung über die Stundenkategorien. Diese Situation ähnelt der aggregierten probabilistischen Methode. Im Unterschied dazu sind dies jedoch nicht die unkonditionalen, sondern die konditionalen Wahrscheinlichkeiten oder Transitionswahrscheinlichkeiten des individuellen Haushalts. Man kann also explizit ablesen, gegeben die Person war vollzeitbeschäftigt, wohin der jeweilige Haushalt nach der Reform wahrscheinlich wechseln wird. Diese Methode verwendet also alle vorhandenen Informationen und ermöglicht dazu eine dezidierte Analyse der individuellen Übergangswahrscheinlichkeiten je Haushalt oder Haushaltstypen. Der Nachteil dieser Methode ist, dass sie sehr rechenintensiv ist. Bisherige Routinen mit 10.000 Versuchen und einem gewünschten Set von 100 Störtermen dauerten mehrere Wochen oder Monate. Dazu kommt, dass die Übergangswahrscheinlichkeiten bei 100 Störtermen sehr sensitiv sind. So führt bereits ein „Treffer“ zu einer Reaktion von einem Prozentpunkt. Um die Übergangswahrscheinlichkeiten zu glätten, bedarf es daher einer größeren Anzahl von Störtermen. Dies würde jedoch zu noch längeren Rechenzeiten von mehreren Monaten oder sogar Jahren führen.¹⁶

Die Berechnung der analytischen Übergangswahrscheinlichkeiten wie in (Bonin/Schneider 2006) stellt also für das *conditional logit*-Modell die beste Methode zur Berechnung der Übergangswahrscheinlichkeiten dar. Selbst bei einer Erhöhung der Sets von Störtermen ins Unendliche würden sich die Übergangswahrscheinlichkeiten lediglich den analytischen Übergangswahrscheinlichkeiten annähern. Doch auch die analytische Lösung weist einen erheblichen Nachteil auf: Diese Methode lässt sich nur für das *conditional logit*-Modell anwenden. Für ein *random parameters logit*-Modell ist dieses Verfahren nicht möglich. Hier bedarf es wiederum der Kalibrierungsmethode.

¹⁶Siehe (Creedy/Kalb/Kew 2007).

Bootstrap

In der Berechnung von Verhaltens- oder Übergangseffekten im Arbeitsangebotsmodell wird häufig ausgeblendet, dass es sich hierbei um Punktschätzungen handelt, d.h., auf Basis der geschätzten Parameter werden die Nutzen der jeweiligen Arbeitskategorien, die Wahrscheinlichkeiten und schließlich die Arbeitsangebotseffekte berechnet. Diese bilden dann die insgesamt zu erwartenden Effekte, da die Arbeitsnachfrageseite im Partialmodell unberücksichtigt bleibt und es damit also zu keinen Lohnveränderungen kommt. Eine analytische Aussage darüber, ob diese Effekte signifikant sind, lässt damit jedoch nicht treffen, da die statistische Natur und die damit verbundene Unsicherheit des Modells ignoriert werden. Die statistische Unsicherheit zeigt sich in zweierlei Hinsicht: Erstens ist die zugrunde liegende Stichprobe eine zwar repräsentative, aber dennoch zufällige Stichprobe der Grundgesamtheit, der Effekt könnte daher für eine andere zufällige Stichprobe durchaus abweichen. Zweitens weisen die geschätzten Parameter der Nutzenfunktion eine Verteilung auf, sodass sich unter Berücksichtigung dieser Verteilung auch Abweichungen der Effekte ergeben können. Um nun von der Punktschätzung zu einem Konfidenzbereich zu kommen, wird das Bootstrap-Verfahren angewendet. Dabei lassen sich zwei Vorgehensweisen unterscheiden: das nicht-parametrische und das parametrische Bootstrap-Verfahren.¹⁷

Beim nicht-parametrischen Verfahren handelt es sich um eine Schätzung der Verteilung eines Koeffizienten oder einer Statistik mittels wiederholter Stichprobenziehung. Unter bestimmten weichen Annahmen liefert der Bootstrap dann eine Annäherung an die tatsächliche Verteilung, die mindestens genauso exakt ist wie die asymptotische Annäherung erster Ordnung. Das Bootstrap-Verfahren erlaubt also die numerische Berechnung der Konfidenzintervalle eines Effektes, da eine analytische, mathematische Dar-

¹⁷Siehe auch (Horowitz 2001).

stellung aufgrund der hohen Komplexität zu schwierig, ja sogar in diesem Fall unmöglich ist.

Beim parametrischen Bootstrap wird aus der Verteilung des zugrunde liegenden Parameters (der zugrunde liegenden Parameter) gezogen und dann die jeweilige Statistik berechnet. Diese Vorgehensweise ist effizienter als beim nicht-parametrischen Bootstrap, da die Informationen zur unterstellten Verteilung berücksichtigt werden. Es zeigt sich aber auch weiter, dass zum einen die numerische Genauigkeit beim parametrischen Bootstrap höher und zum anderen bei aufwändigen Schätzungen auch die Rechenzeit niedriger als beim nicht-parametrischen Bootstrap ist.

2.2.6 Kennzahlen und Schätzung des Arbeitsangebotsmodells

Deskription

In die Angebotsschätzung gehen, wie bereits weiter oben beschrieben, die Flexiblen und gemischt-flexiblen Haushalte (Gruppen 1 und 2) ein. In Tabelle 2 werden die Haushalte anhand ihrer strukturellen Merkmale dargestellt. Auffällige Kennzahlen sind z.B., dass die Partizipation von Frauen in Paarhaushalten mit 69% deutlich geringer ist als bei Alleinstehenden. Männer haben tendenziell häufiger einen FH- oder Universitätsabschluss als Frauen, dagegen gibt es so gut wie keine alleinerziehenden Männer. Während der Anteil der Arbeitslosenhilfeempfänger bei alleinstehenden Frauen und Männern identisch ist, liegt der Anteil von Frauen mit Sozialhilfe um 8 Prozentpunkte höher, Männer beziehen dagegen kaum Sozialhilfe. Ein sehr uneinheitliches Bild zeigt sich ebenfalls bei den Bruttoerwerbseinkommen: Hier erzielen Frauen im Durchschnitt ein deutlich niedrigeres Einkommen. Bei gemischt-flexiblen Haushalten ist auffällig, dass diese insgesamt ein sehr niedriges Erwerbseinkommen, aber dafür ein viel höheres verfügbares Einkommen aufweisen. Diese Haushalte beziehen also vor allem Renteneinkommen oder Erwerbsminderungsrente, das zeigt sich zum einen an dem viel höheren Durchschnittsalter dieser Haushalte und zum anderen an dem viel größeren Anteil von Schwerbehinderungen.

Tabelle 2: Gewichtete Deskription der Gruppen 1 und 2

Merkmale	Alleinstehende		Paarhaushalte		Gemischte Paarhaushalte	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Alter in Jahren (Durchschnitt)	41,95	40,90	43,78	41,38	50,56	46,43
Neue Bundesländer (ja=1)	0,21	0,19	0,20	0,20	0,22	0,22
Kinder bis 6 Jahre (ja=1)	0,00	0,13	0,25	0,25	0,13	0,13
Kinder von 7 bis 16 Jahren (ja=1)	0,02	0,23	0,38	0,38	0,21	0,21
Pflegefall (ja=1)	0,01	0,01	0,02	0,02	0,03	0,03
Sozialhilfeempfänger (ja=1)*	0,01	0,09	0,01	0,01	0,01	0,01
Arbeitslosenhilfeempfänger (ja=1)*	0,09	0,09	0,04	0,03	0,02	0,02
Verheiratet (ja=1)	0,00	0,00	0,82	0,82	0,82	0,82
Ausländer (ja=1)	0,02	0,04	0,10	0,10	0,10	0,10
Ohne Berufsabschluss (ja=1)	0,14	0,15	0,10	0,17	0,09	0,16
Abgeschlossene Berufsausbildung (ja=1)	0,71	0,71	0,76	0,72	0,75	0,69
FH- oder Universitätsabschluss (ja=1)	0,23	0,19	0,28	0,18	0,29	0,18
Schwerbehinderung >= 50% (ja=1)	0,07	0,03	0,05	0,02	0,15	0,08
Arbeitszeit > 0 Stunden (ja=1)	0,82	0,76	0,89	0,69	0,63	0,66
Mittlere Bruttoerwerbseinkommen (Euro)	2.337,38	1.598,00	2.761,74	1.092,81	949,86	942,52
Mittlere verfügbare Haushaltseinkommen	1.741,47	1.576,78	3.280,09	3.280,09	3.302,67	3.302,67
N(gewichtet)	3.754.719	4.707.784	9.938.200	9.938.200	3.653.595	3.653.595
N(ungewichtet)	600	778	2.603	2.603	922	922

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004

Tabelle 3 enthält eine Übersicht zur Verteilung der wöchentlichen Arbeitszeiten dieser Haushalte und liefert eine mögliche Erklärung für das niedrigere durchschnittliche Erwerbseinkommen von Frauen: Während Männer in der Regel Vollzeit arbeiten (59%), gehen Frauen viel häufiger einer Teilzeitbeschäftigung nach. Circa 35% der Frauen arbeiten zwischen 5 und 35 Stunden pro Woche, bei Männern sind es dagegen nur rund 6%. Dieser Unterschied in den Arbeitszeiten zeigt sich auch bei der durchschnittlichen Arbeitszeit. Frauen arbeiten demnach tendenziell im Durchschnitt weniger als Männer.

Am deutlichsten ist dieser Unterschied in Paarhaushalten. Hier liegt die durchschnittliche Arbeitszeit der Männer annähernd doppelt so hoch. Die Zahlen deuten damit auf eine klassische Rollenverteilung innerhalb der Familien: Der Mann arbeitet Vollzeit und die Frau arbeitet Teilzeit oder bleibt zuhause. Eine mögliche Erklärung könnte darin liegen, dass sich Frauen z.B. häufiger um die Kinderbetreuung und -erziehung kümmern. Ebenso könnte es aufgrund des Splittingvorteils bei gemeinsamer Veranlagung

Anreize für den geringverdienenden Partner – i. d. R. die Frau – geben, in geringfügiger Beschäftigung oder in der Nichterwerbstätigkeit zu verweilen.

Tabelle 3: Gewichtete Verteilung der wöchentlichen Arbeitszeiten der Gruppen 1 und 2

Arbeitsstunden je Woche	Alle		Alleinstehende		Paarhaushalte		Gemischt-flexible Paarhaushalte	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
[0-5[19%	32%	18%	24%	11%	33%	42%	37%
[5-15[2%	9%	1%	6%	1%	11%	5%	7%
[15-25[1%	13%	2%	6%	1%	17%	1%	15%
[25-35[3%	13%	3%	13%	2%	13%	2%	12%
[35-45[59%	30%	65%	49%	69%	24%	28%	25%
>= 45	16%	3%	10%	3%	16%	3%	22%	4%
Durchschnittliche Arbeitszeit	33,2h	20,6h	32,5h	25,9h	36,7h	18,7h	24,9h	18,9h

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004

Arbeitsangebotselastizitäten

Die Arbeitsangebotselastizitäten werden innerhalb des STSM numerisch bestimmt, d.h., der Bruttolohn wird um 1% erhöht, dann werden die Veränderung der Partizipationswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten (%-P) und die Veränderung bei gegebener Arbeitszeit in Prozent gemessen. Des Weiteren werden die Angebotselastizitäten nach Untergruppen ausgegeben. Dabei wird nach der Qualifikation und der Anzahl der Kinder unterschieden. Da es nicht so viele Haushalte mit drei und mehr Kindern gibt, werden diese in einer Kategorie zusammengefasst. Zur Berechnung der Konfidenzbänder und zur Bestimmung von signifikanten Angebotselastizitäten wird ein parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen durchgeführt.

Tabelle 4 und Tabelle 5 enthalten neben den Eigenelastizitäten (Spalten 1 und 3) auch die Kreuzelastizitäten (Spalten 2 und 4) – also die Veränderung der Partizipation und der Arbeitszeit des Ehe-/Lebenspartners bei einer Erhöhung des Bruttolohns um 1%. So sinkt die Partizipationswahrscheinlichkeit der Frauen um durchschnittlich –0,001 Prozentpunkte, falls der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird (siehe Tabelle 4). Die-

ser Effekt ist jedoch insignifikant. Anders beim Arbeitszeiteffekt, hier verringern Frauen ihre Arbeitszeit signifikant um durchschnittlich $-0,13\%$.

Tabelle 4: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird

Paare, flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Kreuzeffekt Partizipation (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)		Kreuzeffekt Arbeitszeit (in %)	
	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.
GFGM0	0,446	0,162	0,006	0,135	0,014	0,017	-0,211	0,137
GFHM0	0,267	0,101	0,018	0,091	0,028	0,020	-0,081	0,153
HFGM0	<u>0,132</u>	0,059	-0,017	0,060	0,023	0,016	-0,102	0,071
HFHM0	0,230	0,049	-0,003	0,032	0,130	0,037	-0,121	0,035
GFGM1	<u>0,101</u>	0,043	0,001	0,117	<u>0,089</u>	0,051	-0,169	0,201
GFHM1	0,725	0,216	0,010	0,148	0,026	0,016	<u>-0,355</u>	0,181
HFGM1	0,003	0,002	-0,072	0,098	0,027	0,023	-0,115	0,107
HFHM1	0,128	0,020	0,019	0,041	0,040	0,011	-0,109	0,032
GFGM2	0,288	0,092	0,202	0,193	0,577	0,492	<u>-0,248</u>	0,114
GFHM2	<u>0,056</u>	0,022	-0,033	0,058	0,046	0,017	-0,121	0,089
HFGM2	0,303	0,112	-0,069	0,096	<u>0,108</u>	0,062	-0,223	0,158
HFHM2	0,086	0,017	-0,024	0,036	0,107	0,026	-0,140	0,046
GFGM3	<u>0,333</u>	0,141	-0,028	0,096	0,016	0,024	-0,290	0,218
GFHM3	0,350	0,105	0,101	0,087	0,025	0,042	-0,201	0,173
HFGM3	0,105	0,078	0,097	0,126	0,052	0,038	-0,196	0,200
HFHM3	0,096	0,026	-0,005	0,044	0,054	0,019	<u>-0,147</u>	0,086
Total	0,173	0,018	-0,001	0,020	0,088	0,014	-0,131	0,022

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 \rightarrow 3 und mehr Kinder)

Bei den Männern steigen sowohl die Partizipation signifikant um durchschnittlich 0,173 Prozentpunkte als auch die Arbeitszeit um 0,09%, wenn ihr Bruttolohn um 1% erhöht wird.

Wenn man sich nun die Untergruppen ansieht, dann ist der Effekt bei hochqualifizierten Männern, einer geringqualifizierten Frau und einem Kind (GFHM1) am stärksten. Hier würde die Partizipation, weit überdurchschnittlich, um 0,725 Prozentpunkte zulegen. Auch bei kinderlosen Geringqualifizierten (GFGM0) ist der Partizipationseffekt mit 0,446 Prozentpunkten stärker. Bei der Arbeitszeit reagieren hochqualifizierte kinderlose Paare (HFHM0) am deutlichsten. Hier würden Männer ihre Arbeitszeit um 0,13% erhöhen. Ebenfalls positive Arbeitszeiteffekte zeigen sich bei (HFGM2), (GFGM1) und (GFHM2) sowie bei allen weiteren hochqualifizierten Paaren. Letzteres gilt analog, aber mit umgekehrten Vorzeichen, für den Kreuzeffekt der Arbeitszeit bei den Frauen. Dieser ist durchweg negativ, allerdings zeigen sich hier noch bei (GFGM2) mit -0,248% (GFHM1) mit -0,355% signifikant negative Effekte. Ansonsten scheinen die Ergebnisse nahezulegen, dass insbesondere bei hochqualifizierten Paaren eine Substitution der Arbeitszeit zwischen Männern und Frauen stattfindet, falls der Lohn des Mannes ansteigt. Der Grund könnte insbesondere im Ehegattensplitting liegen, da insbesondere Ehepaare mit höheren Einkommen davon auch am meisten profitieren würden.

Paar-Frauen reagieren bei einer Erhöhung ihres Bruttolohns um 1% mit einem Anstieg der Partizipation um durchschnittlich 0,164 Prozentpunkte (siehe Tabelle 5). Damit liegt der Partizipationseffekt signifikant unter dem von den Paar-Männern, ist aber von der Größenordnung ähnlich. Innerhalb der Untergruppen zeichnet sich kein klares Muster ab: So steigt entweder bei hochqualifizierten wie geringqualifizierten sowie bei kinderlosen oder kinderreichen Familien die Partizipation signifikant. Überdurchschnittlich sind die Effekte beispielsweise bei kinderlosen Paaren mit einer geringqualifizierten Frau und einem hochqualifizierten Mann (GFHM0) mit 0,179 Prozentpunkten, bei gleicher Qualifikation und einem Kind (GFHM1) mit 0,195 Prozentpunkten sowie bei (HFHM2) mit 0,18 Prozentpunkten. Der stärkste Effekt findet sich bei einem hochqualifizierten Paar mit einem Kind (HFHM1) mit 0,229 Prozentpunkten. Interessanterweise

reagieren auch die Männer insgesamt im Durchschnitt signifikant auf eine Erhöhung des Bruttolohns ihrer Partnerin mit einem Anstieg der Partizipation um 0,028 Prozentpunkte. Innerhalb der Untergruppen finden sich jedoch keine signifikanten Effekte.

Tabelle 5: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird

Paare, flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Kreuzeffekt Partizipation (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)		Kreuzeffekt Arbeitszeit (in %)	
	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.
GFGM0	0,162	0,097	0,023	0,066	0,066	0,084	-0,056	0,068
GFHM0	<u>0,179</u>	0,086	0,065	0,063	0,157	0,099	-0,026	0,045
HFGM0	0,165	0,101	0,013	0,047	0,034	0,035	-0,034	0,050
HFHM0	0,133	0,031	0,060	0,042	0,121	0,028	-0,006	0,024
GFGM1	0,123	0,073	0,010	0,026	0,106	0,093	-0,010	0,030
GFHM1	<u>0,195</u>	0,089	0,120	0,082	0,181	0,112	-0,023	0,037
HFGM1	<u>0,059</u>	0,031	-0,029	0,048	0,135	0,092	-0,038	0,051
HFHM1	0,229	0,059	0,024	0,018	0,203	0,042	-0,028	0,020
GFGM2	0,199	0,166	0,022	0,087	0,070	0,080	0,128	0,315
GFHM2	0,140	0,092	-0,006	0,053	<u>0,166</u>	0,084	-0,026	0,054
HFGM2	<u>0,117</u>	0,056	0,036	0,037	0,129	0,159	-0,014	0,030
HFHM2	0,180	0,032	0,004	0,011	0,198	0,040	-0,008	0,015
GFGM3	0,126	0,080	-0,007	0,035	0,040	0,070	-0,035	0,049
GFHM3	0,116	0,070	0,027	0,037	0,094	0,114	-0,010	0,034
HFGM3	<u>0,223</u>	0,123	0,039	0,087	0,179	0,236	-0,034	0,070
HFHM3	0,119	0,032	0,001	0,015	<u>0,187</u>	0,082	-0,008	0,018
Total	0,164	0,022	<u>0,028</u>	0,013	0,163	0,022	-0,014	0,010

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Der Arbeitszeiteffekt der Paar-Frauen liegt nun im Vergleich zu den Männern mit insgesamt 0,163% beinahe doppelt so hoch, und das Muster ist nun auch viel eindeutiger. Hier erhöhen insbesondere hochqualifizierte Frauen ihr Arbeitsangebot. Am stärksten ist der Effekt wieder bei hochqualifizierten Paaren mit einem Kind (HFHM1) mit 0,203%. Überdurchschnittlich sind auch die Effekte bei (HFHM2) mit 0,198% und bei (HFHM3) mit 0,187%. Die Ergebnisse zeigen also, dass Paar-Frauen in ähnlichem Umfang wie Männer partizipieren, jedoch viel stärker noch bei der Arbeitszeit reagieren. Dieser positive Effekt gilt jedoch auch umgekehrt in die entgegengesetzte Richtung im Falle eines Rückgangs des Bruttolohns. Somit sollten auch hier Frauen viel stärker ihre Arbeitszeit verringern. Der Kreuzeffekt der Arbeitszeit ist bei Männern insignifikant. Demnach reagieren Männer nicht auf eine Veränderung der Arbeitszeit, jedoch marginal auf eine Veränderung der Partizipation der Frau. Bei Single-Männern in Tabelle 6 zeigt die Erhöhung des Bruttolohns eine deutliche Reaktion bei Haushalten ohne Kinder und hier insbesondere bei Männern mit einer geringen Qualifikation (G0).

Tabelle 6: Angebotselastizitäten bei Single-Männern

Singles	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
G0	<u>0,265</u>	0,128	0,107	0,092
H0	0,166	0,042	<u>0,043</u>	0,019
G1	0,000	0,000	0,025	0,049
H1	0,190	0,167	0,073	0,083
G2	0,000	0,000	0,005	0,033
H2	0,593	0,599	0,031	0,058
H3	0,397	0,679	0,000	0,000
Total	0,182	0,047	<u>0,053</u>	0,022

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Hier steigt die Partizipationsquote um 0,265 Prozentpunkte an, während bei Männern mit einer höheren Qualifikation (H0) dieser Effekt nur bei 0,166 Prozentpunkten liegt. Bei alleinerziehenden Männern kann dagegen kein signifikanter Anstieg der Partizipation gemessen werden. Der allgemeine Effekt ist positiv mit rund 0,18 Prozentpunkten und hochsignifikant. Was die Arbeitszeit betrifft, so findet man nur bei kinderlosen hochqualifizierten Männern signifikant-positive Effekte (H0). Diese erhöhen ihre Arbeitszeit um 0,043%. Insgesamt ist der Effekt signifikant-positiv mit 0,053%, während innerhalb der Untergruppen sonst keine signifikanten Reaktionen zu sehen sind.

Single-Frauen reagieren auf eine Erhöhung des Bruttolohns elastischer als ihre männlichen Pendanten (siehe Tabelle 7). So liegt der Partizipationseffekt hier insgesamt bei rund 0,20 Prozentpunkten, also um ca. 2 Prozentpunkte höher als bei den Männern.

Tabelle 7: Angebotselastizitäten bei Single-Frauen

Singles	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
G0	<u>0,526</u>	0,245	0,161	0,096
H0	0,193	0,044	0,146	0,053
G1	<u>0,299</u>	0,125	0,095	0,097
H1	<u>0,125</u>	0,058	0,074	0,067
G2	0,177	0,153	0,240	0,235
H2	0,274	0,100	0,160	0,104
G3	0,102	0,100	0,022	0,061
H3	0,196	0,122	0,220	0,143
Total	0,202	0,038	0,130	0,040

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Jedoch gibt es neben den Unterschieden nach Qualifikation auch Unterschiede nach der Anzahl der Kinder, da es auch viel mehr alleinerziehende Mütter gibt. Analog zu den Männern findet sich jedoch auch hier der größte Anstieg der Partizipation bei kinderlosen Geringqualifizierten (L0). Dieser ist mit 0,526 Prozentpunkten sehr stark und auf dem 5%-Niveau signifikant. Aber auch für hochqualifizierte Frauen ist der Partizipationseffekt positiv und sogar bis auf kinderreiche Alleinerziehende (H3) signifikant. Bei der Arbeitszeit ist es dagegen wieder analog wie bei den Männern, hier finden sich lediglich bei kinderlosen hochqualifizierten Frauen signifikant-positive Reaktionen mit 0,146%. Insgesamt ist der Arbeitszeiteffekt bei 0,13% und damit sogar mehr als doppelt so hoch wie bei den Single-Männern.

In Tabelle 8 und Tabelle 9 sind die Reaktionen bei gemischt-flexiblen Haushalten abgebildet. Hierbei wird jedoch immer der Bruttolohn des flexiblen Partners erhöht. Eine Erhöhung des Bruttolohns bei Männern führt demnach insgesamt zu einem insgesamt eher geringeren Anstieg der Partizipation von 0,061 Prozentpunkten. Dabei sind die Effekte nur bei kinderlosen hochqualifizierten Männern (HM0) und hochqualifizierten Männern mit einem Kind im Haushalt (HM1) mit 0,329 und 0,274 Prozentpunkten signifikant. Der Arbeitszeiteffekt fällt mit 0,034% insgesamt auch eher niedrig aus. Lediglich bei hochqualifizierten Männern mit einem Kind im Haushalt (HM1) liegt dieser deutlich bei 0,379%, ist aber dafür nur schwach signifikant (10%-Niveau).

Tabelle 8: Angebotselastizitäten bei gemischt-flexiblen Paarhaushalten wenn der Bruttolohn des flexiblen Mannes um 1% erhöht wird

Paare, gemischt-flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GM0	0,370	0,230	0,031	0,040
GF0	0,000	0,000	0,000	0,000
HM0	0,329	0,103	0,086	0,057
HF0	0,000	0,001	0,000	0,001
GM1	0,000	0,000	0,032	0,049
GF1	0,000	0,000	0,000	0,002
HM1	0,274	0,089	<u>0,379</u>	0,196
HF1	0,000	0,002	0,000	0,002
GM2	0,449	0,365	0,026	0,048
GF2	0,000	0,000	0,000	0,000
HM2	0,032	0,033	<u>0,021</u>	0,011
HF2	0,000	0,001	0,000	0,002
HM3	0,000	0,000	0,011	0,017
HF3	0,001	0,009	0,000	0,002
Total	0,061	0,016	<u>0,034</u>	0,014

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Bei Frauen in gemischt-flexiblen Haushalten bewirkt eine Erhöhung des Bruttolohns um 1% insgesamt eine deutlichere Reaktion als bei Männern (siehe Tabelle 9). Hier steigt sowohl die Partizipation um 0,136 Prozentpunkte als auch die Arbeitszeit um insgesamt 0,134% an. Die Effekte innerhalb der Teilgruppen variieren jedoch mehr oder minder. Aufgrund der Tatsache, dass bei den gemischt-flexiblen Paaren mehr Haushalte einen flexiblen weiblichen Haushaltspartner haben, sind auch mehrere Effekte signifikant.

Tabelle 9: Angebotselastizitäten bei gemischt-flexiblen Paarhaushalten wenn der Bruttolohn der flexiblen Frau um 1% erhöht wird

Paare, gemischt-flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GM0	0,000	0,000	0,000	0,000
GF0	0,177	0,065	0,115	0,069
HM0	0,000	0,000	0,000	0,000
HF0	0,232	0,044	0,146	0,050
GM1	0,000	0,000	0,001	0,011
GF1	<u>0,209</u>	0,123	0,234	0,347
HM1	0,000	0,001	0,000	0,001
HF1	0,155	0,049	0,197	0,147
GM2	0,000	0,000	0,000	0,000
GF2	<u>0,275</u>	0,159	0,275	0,418
HM2	0,000	0,003	0,000	0,000
HF2	<u>0,121</u>	0,056	0,292	0,178
HM3	0,000	0,000	-0,001	0,006
HF3	<u>0,138</u>	0,073	0,163	0,155
Total	0,136	0,021	0,134	0,043

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Es zeigen sich bei kinderlosen Haushalten signifikant-positive Partizipationseffekte. Ebenfalls positiv sind die Partizipationseffekte bei den hochqualifizierten Frauen mit Kindern. Der Effekt für Frauen mit einem Kind (H1) ist mit 0,155 Prozentpunkten hochsignifikant, bei (H2) mit 0,121 Prozentpunkten nur auf dem 5%-Niveau. Der Effekt bei (H3) ist mit 0,138 Prozentpunkten nur schwach signifikant. Anders verhält es sich beim Arbeitszeiteffekt: Hier findet sich nur bei kinderlosen hochqualifizierten Frauen (H0) ein signifikant-positiver Arbeitszeiteffekt mit 0,146%.

3 Methodische Erweiterungen

3.1 Wohlfahrtsmodul

3.1.1 Problemstellung

Die Spezifikation eines theoretischen nutzenbasierten Verhaltensmodells wie in Abschnitt 2.2.4 bietet darüber hinaus auch noch weitere Möglichkeiten.¹⁸ Da der Haushaltsnutzen explizit parametrisch spezifiziert wird, wobei neben dem Einkommen auch die Freizeit einfließt, lässt sich auf dieser Basis die Frage nach einer Wohlfahrtsanalyse stellen.¹⁹ Dabei ist die hier gemeinte Wohlfahrtsanalyse dadurch gekennzeichnet, dass verschiedene soziale Zustände vor und nach einer Reform charakterisiert und unterschieden werden sollen. Sei nun I die Gesamtzahl aller Individuen/Haushalte einer Bevölkerung: $i = 1, \dots, I$, so lässt sich der Zustand in einem Ausgangszeitpunkt, in dem sich ein Individuum befindet, mit x_i^0 und ein neuer Zustand mit x_i^1 kennzeichnen. Nun soll es also möglich sein, dass das Individuum die beiden Zustände miteinander vergleicht und diese in eine Ordnung bringen kann, d.h. entweder der neue Zustand dem Ausgangszustand direkt vorgezogen ($x_i^1 \succ x_i^0$) oder umgekehrt der Ausgangszustand strikt vorgezogen wird ($x_i^0 \succ x_i^1$). Innerhalb des zugrunde liegenden Modells wird angenommen, dass eine bestimmte Arbeitszeitkategorie (Konsumbündel aus Freizeit und Einkommen) allen anderen Kategorien strikt vorgezogen wird, da diese den größten

¹⁸ Dabei werden zwar mit der parametrischen Struktur implizit auch bestimmte Präferenzen der Haushalte unterstellt. Notwendige theoretische Bedingungen, die sich an ein solches Modell knüpfen (z.B. Quasi-Konkavität), können somit jedoch im Anschluss an die Schätzungen überprüft werden (siehe *van Soest 1995*).

¹⁹Die weiteren Ausführungen basieren im Wesentlichen auf (*Weimann 2008, Kapitel 3: „Wohlfahrtstheoretische Grundlagen“*).

Nutzen stiftet. Daraus ergibt sich der individuelle Nutzen im Ausgangszustand mit $U_i(x_i^0)$. Der soziale Zustand des Ausgangszustands lässt sich demnach als Menge des individuellen Nutzens charakterisieren: $U(x) = (U_1(x_1^0), \dots, U_I(x_I^0))$. Geht man nun davon aus, dass die Individuen nicht an der Erreichung eines bestimmten sozialen Zustands interessiert sind, und lässt diese Bewertung einen sogenannten Sozialen Planer oder „wohlwollenden“ Diktator vornehmen, dann bedarf es eines Messinstruments. Hierzu wird nun der Begriff einer Sozialen Wohlfahrtsfunktion (SWF) eingeführt, die genau diese Aufgabe übernehmen soll. Mit dieser Funktion soll es möglich sein, bestimmte soziale Zustände zu messen, zu beurteilen und zu vergleichen. Im Folgenden wird nun davon ausgegangen, dass der soziale Planer sich rational entscheidet. Annahme 1 besagt dann nur, dass, wenn alle Individuen einen Zustand präferieren bzw. der Nutzen eines alternativen Zustands für alle Individuen höher ist, sich dann der rationale soziale Planer für diesen Zustand entscheiden sollte.

Annahme 1

Wenn $(x_i^1 \succ x_i^0)$ und somit $U_i(x_i^1) > U_i(x_i^0)$ für alle Individuen gilt $\forall i$, dann muss auch für den sozialen Planer $U^1(x) > U^0(x)$ gelten.

Die zweite Annahme besagt dann analog, dass, wenn alle Individuen zwischen zwei Zuständen indifferent sind, dann auch der soziale Planer indifferent sein, d.h. nicht ein Zustand bewusst durchgesetzt werden sollte.

Annahme 2

Wenn nun $U_i(x_i^1) = U_i(x_i^0)$ für alle Individuen gilt $\forall i$, dann muss auch für den sozialen Planer $U^1(x) = U^0(x)$ gelten.

Daraus lässt sich nun der folgende Satz bei gegebenen individuellen Präferenzen ableiten:

Satz 1

Soll nun die Präferenz des sozialen Planers durch eine soziale Wohlfahrtsfunktion $U : X \rightarrow R$ abgebildet werden und sind die Annahmen 1 und 2 erfüllt, dann hat die Funktion die folgende Gestalt:

$$U(x) = W(U_1(x_1), \dots, U_I(x_I)) \text{ mit } \frac{\partial W}{\partial U_i} > 0, \forall i$$

das bedeutet $W : R^I \rightarrow R$ eine strikt wachsende Funktion der $U_i(x_i)$

Damit hat man jedoch noch keine Vorstellung davon, wie die SWF aussehen soll: Es ist lediglich bekannt, dass diese ausschließlich von den individuellen Präferenzen bestimmt wird („anthropozentrisches Weltbild der Ökonomen“) und eine steigende Funktion des individuellen Nutzens ist. Zwar lässt sich Folgendes sagen:

Satz 2

Wird die Wahl eines Zustandes $x \in X$ aufgrund der Maximierung der SWF

$U(x) = W(U_1(x_1), \dots, U_I(x_I))$ getroffen, dann ist der ausgewählte Zustand immer Pareto-effizient.

Dieser Satz besagt also, dass, egal welche Form die Funktion hat, der ausgewählte Zustand nach der Maximierung dieser Funktion immer Pareto-effizient ist. Das bedeutet aber auch, dass es mehrere Pareto-effiziente Allokationen geben kann, die von dem sozialen Planer gewählt werden könnten. Die allgemeine Formulierung einer SWF hilft also an dieser Stelle nicht weiter, es muss also eine Funktion spezifiziert werden, die hilft, das *Optimum optimorum* zu finden, also den bestmöglichen gesamtwirtschaftlichen Punkt. Folgende Funktionen gehören dabei zu den wichtigsten:

$$W = \sum_{i=1}^I U_i$$

Utilitaristische Wohlfahrtsfunktion

Dieser auf *Jonathan Bentham (1748–1832)* und *John Stuart Mill (1806–1873)* zurückgehende Ansatz gewichtet dabei den Nutzen jedes Individuums gleich. Das bedeutet, keiner zählt mehr, aber auch nicht weniger als der andere, und dieser Ansatz impliziert, dass Nutzeneinbußen einer Person durch einen Nutzenzuwachs einer anderen Person im besten Fall kompensiert werden können.

$$W = \sum_{i=1}^I \alpha_i U_i$$

Wohlfahrtsfunktion vom Typ *Bergson (1938)/Samuelson (1947)*

Diese Wohlfahrtsfunktion erlaubt im Gegensatz zur utilitarischen Wohlfahrtsfunktion eine unterschiedliche Gewichtung des individuellen Nutzens. So kann beispielsweise dem Nutzen ärmerer Individuen eine höhere oder geringere Bedeutung zukommen, indem der Faktor α_i entsprechend gewählt wird. Umgekehrt gilt dies auch für reichere Individuen, ältere oder jüngere Individuen, Familien oder Alleinstehende etc.

$$W = \prod_{i=1}^I U_i$$

Bernoulli-Nash-Wohlfahrtsfunktion

Bei der Bernoulli-Nash-SWF werden die individuellen Nutzen miteinander multipliziert. Dies schließt ein Maximum aus, bei dem ein Individuum einen Nutzen von null aufweist, da ansonsten die Wohlfahrtsfunktion null aufweist. So gesehen ist diese Funktion egalitärer als die utilitarische, da hier stärkere Nutzeneinbußen nicht einfach durch Nutzenzuwächse kompensiert werden können.

$$W = \min\{U_i\}, i = 1, \dots, I$$

Rawls'sche Wohlfahrtsfunktion

Die *Rawls'sche* Wohlfahrtsfunktion zielt dabei nur auf das Individuum mit dem geringsten Nutzen innerhalb der Bevölkerung. Erst wenn sich der Nutzen dieses Individuums erhöht, dann steigt die SWF. Damit ist die *Rawls'sche* Wohlfahrtsfunktion auch keine SWF im eigentlichen Sinne wie oben beschrieben, da sie nicht streng wachsend für jedes Individuum ist. Im Folgenden wird daher nur noch auf das Beispiel der *Bergson/Samuelson* Wohlfahrtsfunktion zurückgegriffen, da auch die Utilitarische ein Spezialfall dieser ist, wenn $\alpha_i = 1, \forall i$.

Nun stellt sich also die Frage, ob es mit einer solchen SWF vom Typ *Bergson/Samuelson* möglich ist, einen optimalen Zustand unter den möglichen effizienten Zuständen zu wählen?

Das Ergebnis ist eher ernüchternd: So ist es für jeden gewählten Zustand $x \in X$ möglich, Gewichte $\alpha_i, \forall i$ zu finden, die den gewählten Zustand und damit die SWF maximieren. An dieser Stelle könnte man nun den Wert einer SWF hinterfragen, die Verwendung einer solchen zur Beurteilung von Zuständen bzw. Reformen ad acta legen. Dennoch gibt es Strategien, die es erlauben, eine SWF und die damit verbundenen Erkenntnisse zu verwenden. Diese lassen sich in positive und normative Strategien unterteilen.

Die normative Wohlfahrtsanalyse verfolgt nun den Ansatz, dass Werturteile, die die Wahl der Gewichte implizieren, auch zugelassen werden. Hat man nun die Gewichte gewählt, so lässt sich die damit verbundene SWF maximieren. Dem dadurch suggerierten Bruch einer werturteilsfreien Analyse wird damit begegnet, dass eine Offenlegung bzw. Transparenz der gewählten Gewichte gefordert und gesichert wird. Nicht anders ist es bei dem Versuch einer axiomatischen Fundierung, um gezielt eine bestimmte SWF auszuwählen. Dabei wird nach den minimalen Anforderungen an eine solche SWF gefragt. Ein Beispiel für diese Vorgehensweise ist das folgende:

Axiom 1

Die SWF soll ausschließlich von den Nutzenniveaus der $i = 1, \dots, I$ Gesellschaftsmitglieder abhängen.

Axiom 2

Strikte Pareto-Effizienz: Pareto-superiore Situationen sind stets höher zu bewerten als inferiore.

Axiom 3

Der durch den Nutzenzuwachs eines Individuums ausgelöste Wohlfahrtsgewinn soll unabhängig davon sein, welches Individuum diesen Nutzenzuwachs erfährt.

$$\frac{\partial W}{\partial U_i} = \frac{\partial W}{\partial U_j} \text{ für alle } i \neq j \quad i, j = 1, \dots, I$$

Axiom 4

Nutzen ist kardinal messbar, und Nutzen sind intersubjektiv vergleichbar

Dann gilt der folgende Satz:

Satz 3

Sind die Axiome 1-4 gültig, dann ist die SWF notwendigerweise utilitarisch.

Dabei enthält das Axiom 3 die Forderung der Anonymität, also dass es keine Rolle spielt, von wem der Nutzenzuwachs kommt, was eben gerade in der utilitarischen SWF dadurch zum Ausdruck kommt, dass die Gewichte alle auf eins gesetzt werden. Kardinalität ist dagegen keine eigentlichen Forderungen, da dies entweder gegeben ist oder nicht. Dennoch ist dies auch eine strenge Annahme, da dies impliziert, dass man den Nutzen und auch den Nutzenzuwachs eines Individuums explizit quantifizieren kann. Damit wird von dem ordinalen Nutzenprinzip abgewichen, bei welchem lediglich be-

stimmte Zustände in eine Rangfolge gebracht werden müssen, was aber gleichzeitig eine intersubjektive Vergleichbarkeit ausschließt.

Bei der positiven Wohlfahrtsanalyse wird dagegen anders vorgegangen. So sind bestimmte Handlungen bzw. Entscheidungen danach zu rationalisieren, welchem Werturteil sie am besten genügen, d.h., welche Wohlfahrtsfunktion dadurch maximal wird. Diese Vorgehensweise unterstellt nicht, dass die Entscheidungsträger eine bestimmte SWF bei ihren Maßnahmen vor Augen haben. Es lässt sich aber somit implizit zeigen, welche SWF den Entscheidungen zugrunde gelegen hätte, hätte ein sozialer Planer eine solche berücksichtigen wollen.

Auch bei dieser Strategie ist Bedingung, dass ein kardinales Nutzenkonzept verwendet wird, um zum einen den Nutzen messen und zum anderen einen intersubjektiven Vergleich vornehmen zu können. Will man nun diese strenge Annahme sowie die damit verbundene Schwierigkeit, den Nutzen auf einer Skala zu messen, vermeiden und weiter im unproblematischen ordinalen Nutzenkonzept bleiben, dann bieten sich als Möglichkeit die monetären Wohlfahrtsmaße der kompensatorischen und äquivalenten Variation, die von (*Hicks 1942*) zur Messung von Wohlfahrtsänderungen vorgeschlagen wurden. Dabei wird klar, dass aufgrund des ordinalen Nutzenkonzepts die einfache Differenz der Nutzen nach der Maßnahme und im Ausgangsniveau nicht zu interpretieren ist.²⁰ Dazu müssten diese zumindest in eine Intervallskala überführt werden.²¹ Stattdessen wird nun der Weg verfolgt, jedes Individuum für die erlittene Nutzeneinbuße zu entschädigen bis dieses den neuen Zustand akzeptiert („willingness to accept“) oder im Vorfeld den Betrag auszumachen, den ein Individuum bereit wäre zu zahlen, damit ein zu erwartender Nutzenverlust im neuen Zustand nicht geschieht („willingness to pay“). Im Folgenden

²⁰Siehe hierzu (*Creedy/Kalb 2006*), (*Varian 2001*), (*Peichl 2007*).

²¹Siehe (*van Praag 1991*) für eine solche Integration.

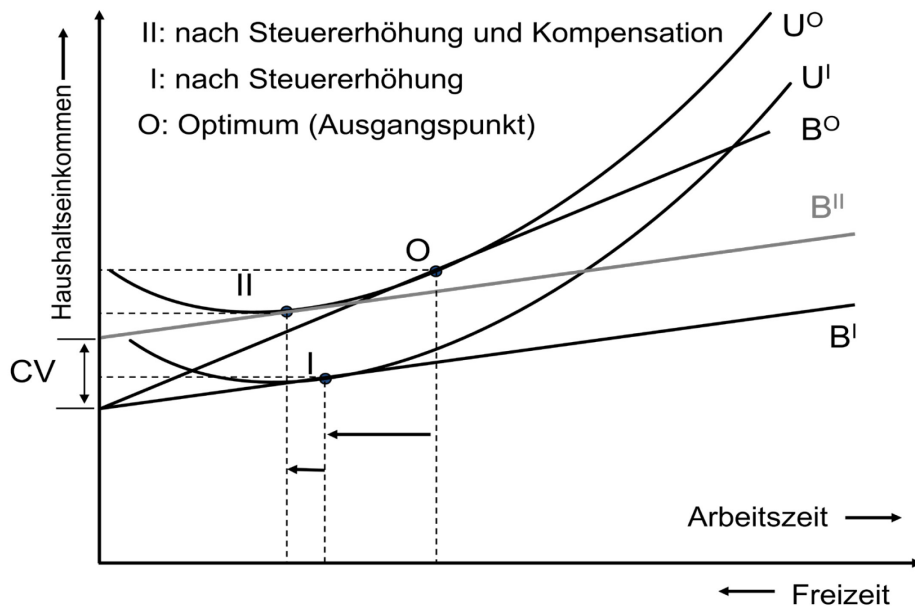
werden nun diese beiden Konzepte genauer illustriert sowie auf die speziellen Probleme der Anwendung dieser Maße in einem diskreten Arbeitsangebotsmodelle eingegangen.

3.1.2 Modell

Wohlfahrtsanalyse mit kompensatorischer und äquivalenter Variation

Die klassische Wohlfahrtsanalyse dieser verwendeten Konzepte argumentiert i. d. R. auf der Basis linearer Budgetverläufe und eines stetigen Arbeitsangebots (siehe Abbildung 2): Ausgangspunkt sei das Optimum bei bestehendem Punkt O. Dieses Optimum ergibt sich aus dem Tangentialpunkt der Budgetgeraden B^O und der Indifferenzkurve (Iso-Nutzenkurve) U^O . Die Steigung der Budgetkurve beschreibt den Lohnsatz für eine zusätzliche Einheit an Arbeitszeit. Infolge einer Reform wird nun die Lohnsteuer erhöht. Dies drückt sich dadurch aus, dass sich die Budgetgerade um ihre Achse nach unten verschiebt. Für die gleiche Arbeitszeit erhält der Haushalt nun ein geringeres Haushaltseinkommen. Hier wirken der Einkommens- und der Substitutionseffekt, wobei Letzterer überwiegt und Arbeitszeit durch Freizeit ersetzt wird. Das neue Gleichgewicht stellt sich dann bei dem Punkt I ein. Es gilt nun die Budgetgerade B^I und Indifferenzkurve U^I . Nun soll der Haushalt unter dieser geltenden Budgetgeraden für seinen Nutzenverlust (Verschiebung der Indifferenzkurve nach innen) kompensiert werden. Es wird also der minimale Betrag gesucht, der notwendig ist, um den Haushalt wieder auf sein ursprüngliches Nutzenniveau in U^O zu bringen. Daher wird die aktuelle Budgetgerade nun so lange nach oben verschoben, bis diese die ursprüngliche Indifferenzkurve tangiert. Es ergibt sich dann der Tangentialpunkt II mit der neuen Budgetgeraden B^{II} . Es wirkt hier ein direkter negativer Einkommenseffekt, sodass der Haushalt die Arbeitszeit noch einmal reduziert. Die Höhe der Kompensation (CV) bzw. der Anstieg des Haushaltseinkommens lässt sich nun grafisch an der Ordinate ablesen.

Abbildung 2: Kompensatorische Variation bei linearem Budgetverlauf

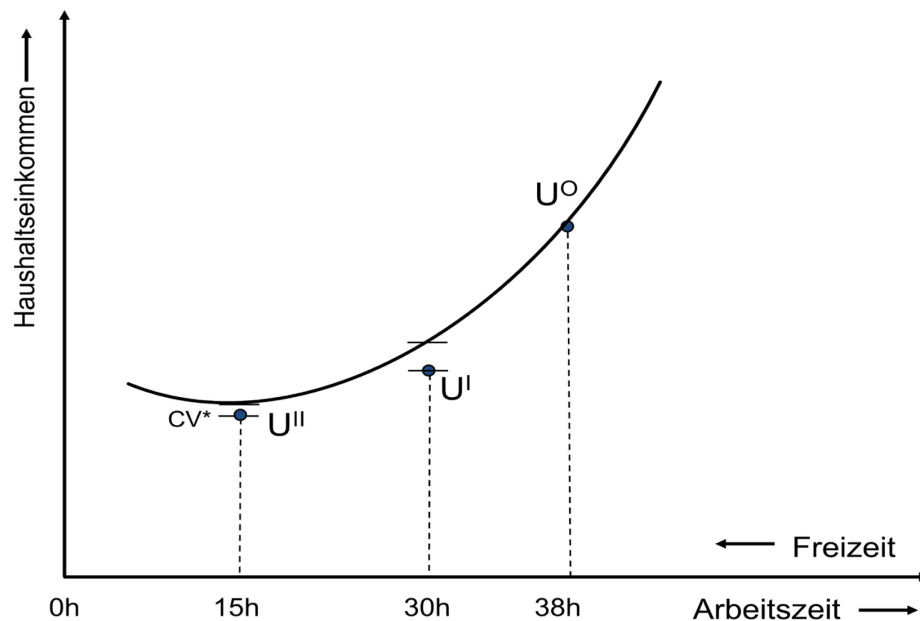


Weitaus schwieriger wird die Situation jedoch, wenn – wie üblicherweise der Fall – die Budgetkurve nicht linear, sondern nichtlinear ist.²²²³ Eine andere konzeptionelle Komplikation tritt auf, wenn man anstatt eines stetigen ein wie in Abschnitt 2.2.4 beschriebenes diskretes Arbeitsangebotsmodell verwendet: Ausgangspunkt sei nun ein Optimum bei einer Vollzeitbeschäftigung mit 38 Stunden pro Woche (siehe Abbildung 3).

²²In (Creedy/Kalb 2005) wird gezeigt, dass bei einem nichtlinearen und konvexen Budgetverlauf die kompensierende Variation – wie in Abbildung 2 – nicht ausreichen kann, um den Haushalt wieder auf sein altes Nutzenniveau zu bringen.

²³Siehe (Hausman 1985).

Abbildung 3: Kompensatorische Variation im diskreten Arbeitsangebotsmodell



Dabei lassen sich die diskreten Arbeitszeitpunkte wie Randlösungen charakterisieren. Nach der Steuererhöhung wird nun eine Teilzeitbeschäftigung bei 30 Stunden pro Woche und einem Nutzen von U^I optimal, der jedoch unter dem Ausgangsnutzen liegt. Nun soll das Individuum kompensiert werden, damit es wieder auf seinen ursprünglichen Nutzen kommt. Im diskreten Fall bedeutet dies, dass für jede Arbeitszeitkategorie das Einkommen berechnet wird bzw. der Betrag gesucht wird, der bei gegebener Arbeitszeit (Freizeit) den Haushalt wieder auf das ursprüngliche Nutzenmaximum zurückführt. Dies lässt sich grafisch durch die Iso-Nutzenmaximum Kurve U^0 darstellen. Dabei kann es, wie in Abbildung 3 illustriert, vorkommen, dass der dafür erforderliche Betrag in einer anderen Arbeitszeitkategorie geringer als in der optimalen Arbeitszeitkategorie nach der Reform ist.

Die kompensatorische Variation lässt sich dann als den Mindestbetrag charakterisieren, der notwendig ist, um den Haushalt wieder auf sein Nutzenmaximum (vor der Reform) zu bringen. Formal lässt sich dies auch nochmal wie folgt beschreiben:

$$CV_i = \min(y_j^1 \Big|_{U_{\max}^0} - y_j^1), \forall i \quad (3-1)$$

$$EV_i = \min(y_j^0 - y_j^0 \Big|_{U_{\max}^1}), \forall i \quad (3-2)$$

Die Exponenten 0, 1 stehen dabei für den Status quo bzw. das Reformszenario. Der Ausdruck $y_j^1 \Big|_{U_{\max}^0}$ beschreibt das Einkommen der entsprechenden Kategorie j im Reformszenario, das notwendig ist, um das Nutzenmaximum im Status quo zu erreichen. Der Ausdruck y_j^1 steht dabei für das Einkommen der jeweiligen Stundenkategorie im Reformszenario. Die kompensatorische Variation eines Haushalts i ergibt sich dann als Minimum der Differenzen dieser beiden Einkommen über alle Stundenkategorien, siehe Gleichung (3-1). Um dieses Einkommen $y_j^1 \Big|_{U_{\max}^0}$ zu berechnen, muss die Nutzenfunktion an der Stelle des Nutzenmaximums in der jeweiligen Arbeitszeitkategorie im Reformszenario invertiert werden. Formal bedeutet dies, dass man einfach folgende quadratische Gleichung (3-3) lösen muss:

$$ax^2 + bx + c = 0 \quad (3-3)$$

Dabei wird Gleichung 3-3 wie folgt umgeschrieben:

$$\begin{aligned} & \alpha_{11}(\log y)^2 + \alpha_{12}(\log y)(\log lm) + \alpha_{13}(\log y)(\log lf) + \alpha_{22}(\log lm)^2 \\ & + \alpha_{23}(\log lm)(\log lf) + \alpha_{33}(\log lf)^2 + \beta_1(\log y) + \beta_2(\log lm) + \beta_3(\log lf) + \varepsilon - \bar{U}_{\max} = 0 \end{aligned} \quad (3-4)$$

Daraus ergeben sich nun für die Parameter der quadratischen Gleichung:

$$\begin{aligned}
a &= \alpha_{11} \\
b &= \alpha_{12}(\log lm) + \alpha_{13}(\log lf) + \beta_1 \\
c &= \alpha_{23}(\log lm)(\log lf) + \alpha_{33}(\log lf)^2 + \alpha_{22}(\log lm)^2 + \beta_2(\log lm) + \beta_3(\log lf) + \varepsilon - \bar{U}_{\max}
\end{aligned} \tag{3-5}$$

Numerische Beispiele zeigen, dass bei der Auflösung dieser quadratischen Gleichung in aller Regel die größere der beiden Wurzeln die richtige ist, die es auszuwählen gilt (siehe *Creedy/Kalb 2001*). Hat man nun die Wurzel, so lässt sich einfach das Einkommen durch $y = \exp(x)$ und hieraus die kompensatorische Variation bestimmen. Dabei ist die CV für den Fall eines Wohlfahrtsgewinnes negativ definiert, d.h., je kleiner die CV, desto größer der Wohlfahrtsgewinn. Genau umgekehrt ist es bei der äquivalenten Variation (EV) in Gleichung (3-2). Je größer die EV, desto größer ist auch der Wohlfahrtsgewinn. Außerdem beschreibt $y_j^0|_{U_{\max}^1}$ nun das notwendige Einkommen im Status quo der jeweiligen Stundenkategorie, um zu dem Nutzenmaximum im Reformszenario zu gelangen. Der Ansatz ähnelt dabei dem in (*Brenneisen/Peichl 2007a, 2007b*), aber anders als diese Autoren, die so den durchschnittlichen Wohlfahrtsgewinn/-verlust auf Basis der probabilistischen Methode berechnen, wird hier die Kalibrierungsmethode verwendet. Diese ist in (*Cameron/ Trivedi 2005*) beschrieben:

1. In der Iteration s ziehe für jeden Haushalt einen Vektor $\varepsilon^s = (\varepsilon_{i1}^s, \dots, \varepsilon_{ij}^s)$ Störterme aus einer Verteilung $f(\varepsilon)$ ²⁴

2. Berechne die CV^s wie in Gleichung (3-1)

2a Berechne die EV^s wie in Gleichung (3-2)

²⁴Die Störterme bzw. Vektoren der Störterme wurden bereits in der Kalibrierung generiert und müssen daher nicht mehr neu gezogen werden. Der Vollständigkeit halber wurde an dieser Stelle der gesamte Iterationsprozess beschrieben.

3. Wiederhole die Schritte 1. bis 2./2a insgesamt S -mal

4. Schätze den erwarteten Wohlfahrtseffekt $E[CV]$ und $E[EV]$ wie folgt:

$$E[CV] = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S CV^s \quad (3-6)$$

$$E[EV] = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S EV^s \quad (3-7)$$

Hat man nun diese Kompensationsmaße berechnet, so ist es immer noch nicht eindeutig, wie diese im Sinne eines sozialen Zustands zu bewerten sind.²⁵ Eine Möglichkeit besteht darin, die Kompensationsmaße zu aggregieren, wobei hier jedoch wiederum ein normatives Werturteil getroffen werden muss. Darüber hinaus hat das Ergebnis dieser Aggregation auch weniger Bedeutung, da aus den Beträgen nicht hervorgeht, ob jemand nun vorher einen hohen oder niedrigen Nutzen hatte.²⁶ Eine Möglichkeit, dies zu bewerkstelligen, wird von (*King 1983*) vorgeschlagen. Demnach wird ein repräsentativer Haushalt ausgewählt, doch auch dieser Ansatz verlangt wiederum nach einem kardinalen Nutzenkonzept. Eine andere Möglichkeit besteht darin, die haushaltsspezifischen monetären Kompensationsmaße nach bestimmten wohlfahrtsrelevanten Strukturmerkmalen (z.B. Alter, Anzahl Kinder, Einkommen) zu zerlegen, um dadurch Gruppen mit ähnlich zu erwartenden Nutzenniveaus in der Ausgangssituation miteinander zu verglei-

²⁵Um etwas über die Verteilungs- bzw. Wohlfahrtswirkungen einer Reform sagen zu können, ist es notwendig die Gewinner und Verlierer einer Reform miteinander vergleichen zu können. Siehe (*Sen 1974*), (*King 1983*), (*Hammond 1990*).

²⁶Siehe hierzu (*Aaberge/Colombino 2000*), (*King 1983*).

chen.²⁷ Diese Vorgehensweise liegt auch den Bewertungen der Ergebnisse in der vorliegenden Arbeit zugrunde.

Wohlfahrtsanalyse auf Basis axiomatischer normativer Wohlfahrtsfunktionen

Zusätzlich zu den kompensatorischen Wohlfahrtsmaßen lassen sich auch verschiedene normative Wohlfahrtsfunktionen zur Berechnung der Wohlfahrtswirkungen berücksichtigen. Die in dieser Studie verwendeten Indizes basieren auf dem folgenden Sensitivitätsparameter $\varepsilon = 0.5, 1, 2$. Des Weiteren wird das Sens'sche Wohlfahrtsmaß verwendet (siehe *Sen, 1976*), das auf dem Gini-Koeffizienten aufsetzt. Die Wohlfahrtsindizes werden wie folgt berechnet: siehe Gleichungen (3-8) bis (3-10):

$$W(\varepsilon) = \frac{(EDE(\varepsilon))^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \quad \text{für } \varepsilon > 0, \varepsilon \neq 1 \quad (3-8)$$

$$W(1) = \log(EDE(1)) \quad \text{für } \varepsilon = 1 \quad (3-9)$$

$$W(\text{Sen}) = \bar{y}(1 - Gini) \quad (3-10)$$

Der Ausdruck *EDE* (*equally-distributed equivalence income*) bezeichnet hierbei das gleichverteilte Einkommensäquivalenzeinkommen. Hierbei handelt es sich um das Pro-Kopf-Einkommen(EDE), das auf Basis der ungleichen Einkommensverteilung im Status quo zu der gleichen sozialen Wohlfahrt führen würde, wenn alle Haushalte über das gleiche EDE verfügen würden. Dieses wird dabei wie folgt berechnet: siehe Gleichung

²⁷ Dieser Ansatz ist in Übereinstimmung mit (*Hammond 1990*), obwohl angeführt werden muss, dass die Vergleichbarkeit insofern eingeschränkt ist, als sich die Haushalte in ihren Freizeitpräferenzen und/oder ihren weiteren Haushaltscharakteristiken unterscheiden können.

(3-11), dabei bezeichnet f_i die relativen Häufigkeiten der Haushalte $i=1, \dots, n$ und y_i das entsprechende bedarfsgewichtete EDE.

$$\begin{aligned} EDE(\varepsilon) &= \left(\sum_{i=1}^n f_i (y_i)^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \text{für } \varepsilon > 0, \varepsilon \neq 1 \\ &= \sum_{i=1}^n f_i \log y_i \quad \text{für } \varepsilon = 1 \end{aligned} \tag{3-11}$$

3.1.3 Fazit

Das Kapitel hat gezeigt, dass es, obwohl die Wohlfahrtsmessung, also die Messung des Nutzens einer Bevölkerung, ein sehr abstraktes Konzept und dazu mit einer Vielzahl von Annahmen behaftet ist, sinnvoll sein kann, diese Analyse in das bisherige Spektrum von Analyseinstrumenten zu integrieren. Des Weiteren wurde deutlich, dass sich diese Konzepte auch ohne größere Schwierigkeiten in den bestehenden Modellrahmen implementieren lassen. Dennoch muss konstatiert werden, dass eine isolierte Wohlfahrtsanalyse, also eine von den Ergebnissen der Angebotsschätzung und Verteilungsanalyse losgelöste Interpretation, wenig sinnvoll, ja sogar fahrlässig wäre. Die Wohlfahrtsanalyse kann nur als Komplementär zur Verteilungsanalyse verstanden werden, das zusätzliche Einblicke in den Wirkungsmechanismus erlaubt. Dies zeigt sich auch daran, dass sich viele Studien mit einem Vergleich von Einkommens- und Wohlfahrtseffekten befassen (siehe u.a. *Aaberge/Dagsvik/Strøm 1995* oder *Creedy/Hérault/Kalb 2007*).

Die Implementierung eines Wohlfahrtsmoduls ist jedoch auch Voraussetzung für ein weiteres spannendes Forschungsgebiet: die optimale Besteuerung. Erst auf Basis einer sozialen Wohlfahrtsfunktion lassen sich Optimierungsroutinen anwenden und somit gegebenenfalls auch ein Optimum ableiten. Obwohl die Forschungsarbeiten bereits in den 1970er Jahren, insbesondere durch die Arbeit von (*Mirrlees 1971*), geprägt wurden, erfreut sich dieser Forschungsstrang nach wie vor eines großen Interesses und bewegt

Wissenschaftler auf der ganzen Welt, sich dieses Themas anzunehmen (siehe u.a. *Aaberge/Colombino/Roemer 2008* oder *Aaberge/Colombino 2006*). Zwar ist es aufgrund der gestiegenen Rechenleistung von Computern nun möglich, deutlich komplexere und aufwändigere Modelle mit den verschiedensten Optimierungsalgorithmen zu verwenden, da eine analytische Lösung hier auch nicht mehr möglich ist. Dennoch sind die Probleme grundsätzlich die gleichen geblieben, da eine Annahme über die Form der sozialen Wohlfahrtsfunktion getroffen werden muss und diese implizite Annahme im Wesentlichen die Ergebnisse der Optimierungsansatzes und somit auch des Optimums beeinflussen. Auch wenn es Versuche gibt, die soziale Wohlfahrtsfunktion und die darin enthaltenden Gewichte für bestimmte Teilgruppen implizit zu bestimmen, bleiben diese Versuche auf die vorhandenen und bekannten Wohlfahrtsfunktionen beschränkt, was wiederum die Ergebnisse entsprechend beeinflusst. Der Wunsch nach einer eindeutigen und allgemeinen Lösung, dem Optimum optimorum, kann daher nicht erfüllt werden. Trotzdem wäre es nicht richtig, diese Arbeiten gänzlich in den Schubfächern der Geschichte verschwinden zu lassen, so können die daraus gewonnenen Ergebnisse und Erkenntnisse sehr wohl einem besseren Verständnis der Wirkungsweise von Politikreformen und der Ausgestaltung von Steuer- und Transfersystemen dienen und sollten daher bei umfassenden Analysen sowie auch in der vorliegenden Analyse berücksichtigt werden.

3.2 Unfreiwillige Arbeitslosigkeit (Rationierung)

3.2.1 Problemstellung

Das bestehende mikroökonomische Arbeitsangebotsmodell des ZEW-Mikrosimulationsmodells basiert, wie in den Abschnitten zuvor beschrieben, auf einem diskreten Wahlmodell der Arbeitszeiten nach (*van Soest 1995*). Dabei werden die Stundenkategorien entsprechend der empirischen Arbeitszeitverteilung bzw. anhand theoretischer Überlegungen festgelegt. Weiter wird implizit angenommen, dass jede Arbeits-

zeitkategorie uneingeschränkt und freiwillig angeboten werden kann und jeder Haushalt aus dem gleichen Bündel von Arbeitszeiten wählt. Neben der Frage, ob alle Haushalte aus dem gleichen Bündel wählen können, ist vor allem die Annahme, dass Nichtpartizipation – Wahl der Nullstundenkategorie – ausschließlich freiwillig ist, im Kontext der Arbeitsangebotsentscheidung als kritisch zu sehen.

So können sehr wohl auf der Arbeitsnachfrageseite (Unternehmen) Rationierungen vorliegen, deren Nichtberücksichtigung innerhalb des zugrunde liegenden Modells der Arbeitsangebotsseite zu Fehlinterpretationen führen kann. Mögliche Auswirkungen sind beispielsweise eine Überschätzung der Freizeitpräferenzen, verzerrte Arbeitsangebotselastizitäten und eine falsche Einschätzung der Arbeitsangebotseffekte sowie demzufolge der Verteilungs- und Wohlfahrtseffekte. (Bargain et al. 2010) ersetzen den bestehenden Modellrahmen durch ein *double-hurdle*-Modell und zerlegen die gesamten Auswirkungen aufgrund der Fehlspezifikation („specification bias“) des unrestringierten Modells in einen Teil, der aufgrund der Überschätzung der Partizipationseffekte („participation bias“) entsteht, und einen Teil, der aufgrund der Überschätzung der Freizeitpräferenzen entsteht („preference bias“). In ihrem Papier zeigen sie, dass der Partizipationseffekt dominiert, sodass die Arbeitsangebotselastizitäten im unrestringierten Modell (ohne Rationierung) überschätzt werden.

3.2.2 Modell und Schätzung

Dieser Unterabschnitt illustriert nun die Implementierung des in (Bargain et al. 2010) vorgeschlagenen *double-hurdle*-Modells in das bestehende ZEW-Mikrosimulationsmodell, um diesem Problem zu begegnen. Die Implementierung wird am Beispiel der Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) aus dem Jahr 2004 vorgenommen, da diese Daten gleichzeitig die Grundlage für die empirische Analyse der Hartz-IV-Reform bilden. Die Vorgehensweise lässt sich jedoch analog für andere Jahre durchführen.

Da es innerhalb der Daten des SOEP keine direkten Informationen darüber gibt, ob jemand rationiert, d.h. unfreiwillig arbeitslos ist, muss diese Information aus den Daten indirekt gewonnen werden. Im SOEP-Personenfragebogen werden folgende zwei Informationen erfragt:

a) Sofortige Arbeitsaufnahme möglich?

und

b) Aktive Suche in den letzten vier Wochen?

Nach dem Konzept der ILO gelten diejenigen Personen als rationiert, die beide Fragen mit „Ja“ beantworten. Um nun die Arbeitszeit im Falle ohne Rationierung bestimmen zu können, wird auf das Konzept der gewünschten Arbeitszeit zurückgegriffen.²⁸ Demnach zeigt sich anhand der Daten eine große Übereinstimmung im Umfang der gewünschten Arbeitszeit mit der tatsächlichen Arbeitszeit im Falle der Partizipation. Aus der SOEP-Frage zur gewünschten Arbeitszeit lässt sich demnach die gewünschte Arbeitszeitkategorie (mittels Zuordnung) bestimmen. Für die Nichterwerbstätigen (Arbeitslosen) gibt es im SOEP die Information, ob eine Teilzeit (>0 bis 30 Stunden) oder Vollzeitbeschäftigung (38 bis 40 Stunden) gewünscht wird. Anders als in (*Bargain et al. 2010*) erfolgt die Zuordnung der gewünschten Arbeitszeitkategorie an dieser Stelle jedoch mittels eines Zufallsprozesses auf Basis der empirischen Verteilung der Stundenkategorien und in Abhängigkeit vom Geschlecht.

Um nun Rationierungen im Rahmen eines Partialmodells auch von der Arbeitsnachfrageseite beschreiben zu können, werden die bestehenden SOEP-Daten mit den SOEP-Geocodes verknüpft. Die SOEP-Geocodes bestehen aus den Raumordnungsregionen (ROR) des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung (BBR), denen der Wohnsitz

²⁸Siehe (*Euwals/van Soest 1999*).

eines SOEP-Haushalts zugeordnet ist. Diese Information ist ab 1985 für die alten und neuen Bundesländer verfügbar. Mit Hilfe der INKAR-Daten des BBR lassen sich im Übrigen mit Hilfe der SOEP-Geocodes auch Makrovariablen auf der Ebene der ROR zuspitzen. Um mögliche Unterschiede der Arbeitsmarktbedingungen feststellen zu können, werden die ROR zu regionalen Clustern aggregiert. Die Typisierung der Cluster nach unterschiedlichen Arbeitsmarktregionen erfolgt dabei in Anlehnung an (*Blien et al. 2004*).²⁹ Im Wesentlichen werden fünf Arbeitsmarktcluster unterschieden. Tabelle 10 gibt eine kurze Beschreibung der Cluster, die nach der Perspektive der Arbeitsmarktlage geordnet sind. Die Schätzung der Rationierung erfolgt analog zu dem Arbeitsangebotsmodell auf Basis der Haushaltsgruppen 1-2, da nur dieser Personenkreis das Arbeitsangebot variieren und hierdurch eine Rationierung überhaupt erst entstehen kann.

Tabelle 10: Typisierung Regionaler Cluster nach (*Blien et al. 2004*)

1	Bezirke in Ostdeutschland mit dominierendem Arbeitsplatzdefizit (Referenz)→ Bsp.: Cottbus, Magdeburg, Rostock, Neubrandenburg
2	Großstädtisch geprägte Bezirke, vorwiegend Westdeutschland mit hoher Arbeitslosigkeit → Bsp.: Berlin, Hamburg, Köln, Hannover
3	Mittelstädtisch und ländliche Gebiete in Westdeutschland mit durchschnittlicher Arbeitslosigkeit → Bsp.: Kassel, Pirmasens, Ludwigshafen, Bamberg
4	Zentren in Westdeutschland mit günstiger Arbeitsmarktlage und hoher Dynamik → Bsp.: Mannheim, Bonn, Frankfurt, Nürnberg
5	Bezirke in Westdeutschland mit guter Arbeitsmarktlage und hoher Dynamik → Bsp.: Passau, Aschaffenburg, Regensburg, Heidelberg

²⁹In diesem Papier werden die 181 Bezirke der Agentur für Arbeit einmal in zwölf Typen, einmal in zehn klassifiziert, die sich wiederum zu fünf Typen aggregieren lassen. Diese Einteilung erfolgt mittels Regressions- und Clusteranalysen auf Basis unterschiedlicher Arbeitsmarktcharakteristiken der Bezirke. Als Variablen mit dem höchsten Erklärungsgehalt bei der Klassifikation wurden dabei die Unterbeschäftigungsquote und die korrigierte Bevölkerungsdichte identifiziert.

Die folgende Tabelle 11 gibt einen Überblick über die Struktur des verwendeten Datensatzes.³⁰ Ein Hauptschulabschluss wurde als niedriger Schulabschluss eingestuft, mittlerer Schulabschluss ist eine Realschule oder Fachoberschule, ein höherer Schulabschluss gilt im Falle des Abiturs. Des Weiteren existiert eine weitere Kategorie „sonstiger Abschluss“, die hier nicht explizit erwähnt ist und anderweitige Abschlüsse charakterisiert (bspw. im Ausland erworbene Abschlüsse). Als freiwillig arbeitslos wird definiert, wer nicht unfreiwillig arbeitslos ist und den Erwerbsstatus nicht erwerbstätig aufweist. Für die Darstellung der Stundenlöhne werden die aus der Lohnschätzung ermittelten Stundenlöhne nach Erwerbsstatus erwerbstätig und nicht erwerbstätig unterschieden. Die wöchentliche Arbeitszeit gibt die tatsächlich gearbeitete Arbeitszeit an, dabei werden auch Überstunden berücksichtigt.

Tabelle 11: Deskription des Datensatzes zur Schätzung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Variablen	Beide Partner flexibel		Nur Mann flexibel		Nur Frau flexibel		Singles	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Alter (in Jahren)	43,78	41,38	45,17	43,35	52,54	47,56	41,95	40,90
Arbeitszeit (Stunden pro Woche)	38,43	20,39	36,01	18,00	24,95	21,31	34,35	26,85
Kein Schulabschluss	0,04	0,04	0,01	0,01	0,05	0,07	0,04	0,05
Niedriger Schulabschluss	0,79	0,80	0,74	0,68	0,78	0,77	0,73	0,76
Höherer Schulabschluss	0,17	0,16	0,25	0,31	0,17	0,16	0,23	0,19
Kein Berufsabschluss	0,11	0,17	0,08	0,16	0,08	0,16	0,14	0,15
Kinder von 0-3 Jahren	0,15	0,15	0,04	0,04	0,08	0,08	0,00	0,05
Kinder von 3-6 Jahren	0,14	0,14	0,06	0,06	0,10	0,10	0,00	0,10
Kinder ab 6 Jahren	0,53	0,53	0,37	0,37	0,39	0,39	0,05	0,35
Stundenlohn (bei Partizipation)	18,06	13,45	18,65	16,17	17,27	12,86	17,03	14,28
Stundenlohn (bei Nichtpartizipation)	11,69	9,89	11,39	9,11	12,50	8,85	11,73	9,58
Deutsch	0,90	0,90	0,90	0,93	0,90	0,90	0,98	0,96
Ostdeutsch	0,20	0,20	0,25	0,25	0,21	0,21	0,21	0,19
Unfreiwillig Arbeitslos	0,06	0,06	0,11	0,03	0,01	0,06	0,13	0,14
Freiwillig Arbeitslos	0,05	0,25	0,05	0,39	0,45	0,25	0,05	0,12
Erwerbstätig (Anteil)	0,88	0,68	0,84	0,58	0,54	0,69	0,82	0,74
Anzahl Beobachtungen	2.603	2.603	268	268	654	654	600	778
Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004								

³⁰Dieser entspricht dem in Tabelle 2 verwendeten Datensatz der Arbeitsangebotsschätzung.

Unter Berücksichtigung der Definition der unfreiwilligen Arbeitslosigkeit zeigt sich weiter folgende Verteilung des Merkmals nach Clustern (siehe Tabelle 12). Hierbei zeigt sich ein leichter höherer Anteil unfreiwillig arbeitsloser Männer im Vergleich zu Frauen. Der Anteil unfreiwillig Arbeitsloser ist in Ostdeutschland am größten. Diese Ergebnisse sind konsistent mit (*Bargain et al. 2010*). Ebenso ist der Anteil von Männern im Cluster 3 und Cluster 4 höher als bei Frauen. Unterschiedlich ist dagegen der höhere Anteil von Männern in Cluster 5. Diese Unterschiede ergeben sich möglicherweise aufgrund einer anderen Zuordnung der ROR zu den jeweiligen Clustern und/oder der verwendeten Welle in 2004. Dies zeigt sich auch darin, dass der Anteil in Cluster 5 auch etwas höher liegt als in Cluster 4. Insgesamt fallen die Anteile auch geringer aus als bei (*Bargain et al. 2010*), das gilt insbesondere für Ostdeutschland. Hier liegt der Anteil nur bei 8% im Vergleich zu 12%.

Tabelle 12: Anteil an unfreiwilliger Arbeitslosigkeit bei Männern und Frauen nach Clustern

Cluster	Frauen	Männer
1 Ostdeutschland	0,08	0,08
2 Großstädtisch	0,05	0,05
3 Mittelstädtisch	0,04	0,05
4 Zentren, günstiger Arbeitsmarkt	0,02	0,03
5 Bezirke mit guter Lage	0,03	0,04
Gesamt	0,04	0,05

Quelle: Eigene Berechnungen, SOEP 2004

Da die deskriptiven Daten nahelegen, dass von einem Unterschied zwischen Frauen und Männern in Bezug auf das Merkmal „unfreiwillig arbeitslos“ auszugehen ist, wird für beide Geschlechter getrennt geschätzt. Für die Erklärung der unfreiwilligen Arbeitslosigkeit bzw. der Rationierung wird ein Risikomodell spezifiziert, mit dem die latente Information, unfreiwillig arbeitslos bzw. rationiert zu sein, in Abhängigkeit von be-

stimmten Faktoren geschätzt wird (siehe Gleichung (3-12)). Dieser Ansatz folgt dabei ebenfalls dem von (Blundell/Ham/Meghir 1987) aufgezeigten Rahmen eines *double-hurdle*-Modells, das in Abschnitt 3.2.3 genauer beschrieben wird.

$$I_i^* = X_i' \beta + \eta_i \quad (3-12)$$

Das Risikomodell ist dabei ein Probit-Modell mit der latenten Variablen I_i^* unfreiwilliger Arbeitslosigkeit und X_i als Vektor der erklärenden individuellen und regionalen Variablen.³¹ Die folgende Tabelle 13 präsentiert die Schätzergebnisse für dieses Probitmodell nach Geschlechtern getrennt. Als weitere erklärende Variable, im Vergleich zur Deskription, wurde noch die Variable „kein Berufsabschluss“ aufgenommen.

Des Weiteren wurde der Panelcharakter des SOEP genutzt, indem je ein Dummy, der die Erwerbstätigkeit jeweils zum Oktober der vorangehenden drei Jahre angibt, in die Schätzung integriert wurde. Als Referenz für die Cluster wurde Ostdeutschland (Cluster 1) und für den Schulabschluss die Kategorie „kein Schulabschluss“ gewählt. Diese finden sich in der Konstante wieder, und die Parameter der Schätzung sind dementsprechend zu interpretieren. Für die Schätzungen werden konsistente Standardfehler, unter Berücksichtigung von Korrelationen innerhalb der Cluster, ausgegeben.³² Die meisten Parameter sind hochsignifikant. Bei Männern zeigt sich in der signifikanten Konstante, dass ostdeutsche Männer ohne einen Schulabschluss eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, rationiert oder unfreiwillig arbeitslos zu sein.

³¹Der von (Blundell/Ham/Meghir 1987) verwendete Modellrahmen erlaubt die Schätzung der Rationierungswahrscheinlichkeit auf Basis personenspezifischer und regionaler Variablen, um somit auch die Arbeitsnachfrageseite zu berücksichtigen.

³²In (Moulton 1990) wird die Problematik illustriert, die entsteht, wenn die Effekte aggregierter Variablen auf Mikroeinheiten wie Personen, Haushalte oder Unternehmen geschätzt werden.

Tabelle 13: Probit-Modell zur Schätzung der individuellen Wahrscheinlichkeit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

	<i>Männer</i>		<i>Frauen</i>	
	Koeffizient	Std.-Abw.	Koeffizient	Std.-Abw.
Cluster 1	Referenz		Referenz	
Cluster 2	-0,379***	0,013		-0,531***
Cluster 3	-0,277***	0,018		-0,603***
Cluster 4	-0,400***	0,021		-0,860***
Cluster 5	-0,342***	0,027		-0,654***
Alter	-0,016	0,014		0,027
Alter quadriert	-0,000	0,000		-0,000
Keine Schulausbildung	Referenz		Referenz	
Niedrige Schulausbildung	-0,031	0,174		-0,398***
Höhere Schulausbildung	-0,582***	0,167		-0,693***
Kein Berufsabschluss	0,058	0,136		0,034
Erwerbstätig im Oktober 2003 ^a	-1,696***	0,137		-1,198***
Erwerbstätig im Oktober 2002 ^a	-0,013	0,070		0,047
Erwerbstätig im Oktober 2001 ^a	-0,395***	0,072		0,171*
Konstante	1,099***	0,176		-0,901
Anzahl von Beobachtungen	3.471		4.035	
Log-Likelihood	-546,75		-838,00	

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004

Notiz: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 ^aDummy ist 1, falls zu diesem Zeitpunkt eine Vollzeitbeschäftigung vorlag

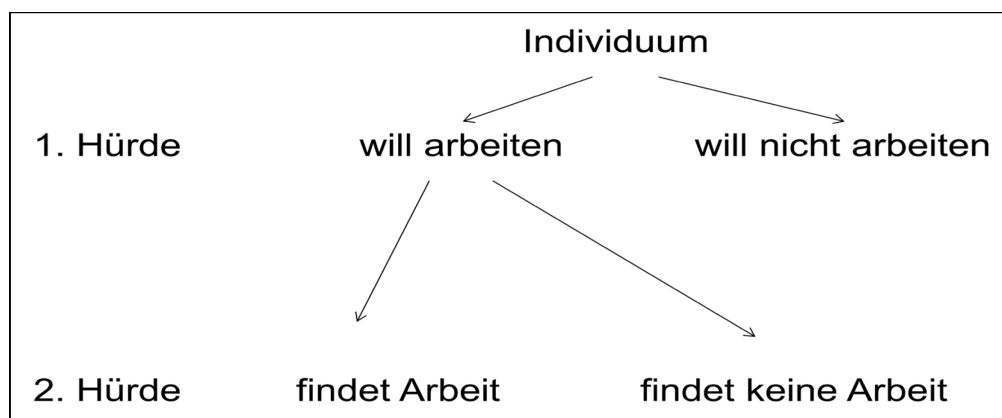
Diese Wahrscheinlichkeit ist in jeder anderen Region geringer. Mit einem höheren Schulabschluss (Abitur) sinkt die Wahrscheinlichkeit auch signifikant. Ebenfalls sinkt die Wahrscheinlichkeit, wenn Männer ein Jahr oder drei Jahre vorher eine Vollzeitbeschäftigung hatten. Das Alter sowie keinen Berufsabschluss zu haben, zeigen dagegen keinen signifikanten Einfluss. Ostdeutsche Frauen ohne Schulabschluss weisen keine signifikant höhere oder geringere Rationierungswahrscheinlichkeit auf. Jedoch sind die Wahrscheinlichkeiten ohne Schulabschluss in allen anderen Regionen signifikant geringer. Ebenfalls signifikant geringer ist die Wahrscheinlichkeit allerdings bei niederem oder höherem Schulabschluss. Falls eine Frau vor einem Jahr einer Vollzeitbeschäftigung nachgegangen ist, liegt die Wahrscheinlichkeit dagegen signifikant etwas höher. Dieser etwas kontraintuitive Effekt erklärt sich dadurch, dass dieser Dummy nicht anzeigt, wie die Beschäftigungsdauer dazwischen ist. So kann dieses Ergebnis auf eine

höhere Wahrscheinlichkeit bei langfristiger Arbeitslosigkeit hindeuten. Eine Auswertung der Daten zeigt, dass die durchschnittliche Arbeitslosigkeitsdauer ohne Unterbrechung, innerhalb dieser Gruppe von Frauen mit Beschäftigung zum Oktober 2001 und unfreiwilliger Arbeitslosigkeit im Durchschnitt weit über einem Jahr liegt, sodass sich diese Vermutung bestätigt.

3.2.3 Double-hurdle-Modell mit Rationierung

Im Anschluss an die Schätzung der Risikowahrscheinlichkeit unfreiwillig arbeitslos zu sein, wird in einem nächsten Schritt diese Wahrscheinlichkeit in das bestehende Modell implementiert. Dabei wird die Annahme getroffen, dass der Störterm der Risikoschätzung unabhängig vom Störterm des Arbeitsangebotsmodells ist. Dadurch wird eine separate Schätzung beider Modelle und eine exogene Implementierung überhaupt erst möglich. Der Modellrahmen basiert dabei, wie bereits oben beschrieben, auf (Blundell/Ham/Meghir 1987) und lässt sich als ein *double-hurdle*-Modell charakterisieren. Die erste Hürde ist dadurch gekennzeichnet, dass eine Entscheidung getroffen wird, zu arbeiten oder nicht zu arbeiten (siehe Abbildung4).

Abbildung4: Double-Hurdle Modell



Quelle: Eigene Darstellung

Entscheidet man sich dafür, nicht zu arbeiten, dann ändert sich durch den neuen Modellrahmen im Vergleich zum alten Modellrahmen nichts. Das bedeutet, dass auch keine Rationierung vorliegt. Entscheidet sich das Individuum jedoch dafür zu arbeiten, so können zwei Ergebnisse auftreten:

a) Das Individuum findet Arbeit und ist damit nicht rationiert,

oder

b) Das Individuum findet keine Arbeit und ist rationiert.

Im Folgenden wird dieser Entscheidungsbaum formalisiert: Dabei beschreibt der Ausdruck $H_i > 0$, ob ein Individuum arbeiten möchte und $H_i = 0$, wenn dies nicht der Fall ist. Der Indikator $D_i = 1$ zeigt dagegen an, ob ein Individuum rationiert ist. Insgesamt lassen sich somit drei Zustände unterscheiden:

1. Freiwillig arbeitslos $P_i(H_i = 0 \cap D_i = 0)$
2. Rationiert $P_i(H_i > 0 \cap D_i = 1)$
3. Nicht rationiert $P_i(H_i > 0 \cap D_i = 0)$

Diese Zustände lassen sich auch formalisieren. Für ein Individuum, das nicht arbeiten will, gilt dann:

$$P_i(H_i = 0 \cap D_i = 0) = \frac{\exp(x'_{i0}\beta)}{\sum_{m=1}^J \exp(x'_{im}\beta)} \quad (3-13)$$

Diese Gleichung entspricht der Gleichung (2-7) des *conditional logit*-Modells. Der zweite Zustand beschreibt Individuen, die arbeiten möchten, keine Arbeit finden und somit rationiert sind. Dieser Zustand lässt sich formal wie folgt ausdrücken, siehe Gleichung (3-14):

$$P_i(H_i > 0 \cap D_i = 1) = \sum_{m=1}^{J-1} \left(\frac{\exp(x'_{im}\beta)}{\sum_{l=1}^J \exp(x'_{il}\beta)} \cdot P(D_i = 1 | x) \right) \quad (3-14)$$

$$\Rightarrow P_i(H_i = 0 \cap D_i = 1) = 1 - P_i(H_i > 0 \cap D_i = 1)$$

Dabei steht $P(D_i = 1 | x)$ für die Risikowahrscheinlichkeit des entsprechenden Individuums, aufgrund seiner Charakteristika rationiert zu sein. Inhaltlich wird jede berechnete Wahrscheinlichkeit eine positive Arbeitszeitkategorie zu wählen, $(J-1)$ Kategorien, mit der gleichen Risikowahrscheinlichkeit multipliziert.

Die zweite Hürde ist dadurch gekennzeichnet, dass das Individuum arbeiten möchte und auch Arbeit findet. Damit ist das Individuum nicht rationiert. Dies lässt sich formal wiederum wie folgt schreiben, siehe Gleichung (3-15):

$$P_i(H_i > 0 \cap D_i = 0) = \sum_{m=1}^{J-1} \left(\frac{\exp(x'_{i0}\beta)}{\sum_{l=1}^J \exp(x'_{il}\beta)} \cdot (1 - P(D_i = 1 | x)) \right) \quad (3-15)$$

$$\Rightarrow P_i(H_i = 0 \cap D_i = 0) = 1 - P_i(H_i > 0 \cap D_i = 0)$$

Die berechnete Wahrscheinlichkeit, eine positive Arbeitszeitkategorie zu wählen, wird nun in diesem Fall mit der Gegenwahrscheinlichkeit des Risikos, rationiert zu sein, multipliziert. Hierdurch sind die drei möglichen Zustände charakterisiert.

Im Folgenden werden nun die Angebotselastizitäten präsentiert und mit denen im Standardmodell verglichen.

3.2.4 Arbeitsangebotselastizitäten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Die Arbeitsangebotselastizitäten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit werden analog wie die Arbeitsangebotselastizitäten im Standardmodell numerisch bestimmt, d.h., das Brut-

toerwerbseinkommen wird um 1% erhöht, dann werden die Veränderung der Partizipationswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten und die Veränderung bei gegebener Arbeitszeit in Prozent gemessen. Ebenfalls werden die Angebotselastizitäten nach Untergruppen ausgegeben sowie zur Berechnung der Konfidenzbänder ein parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen durchgeführt. Um die Ergebnisse des Standardmodells mit den Ergebnissen des erweiterten Modells vergleichen und untersuchen zu können, ob die Differenzen signifikant sind, wird ein zweiseitiger *z-Test* verwendet. Für diesen Test benötigt man jeweils die Mittelwerte der beiden Stichproben \bar{x}_1 , und \bar{x}_2 , die Stichprobenvarianzen σ_1^2 und σ_2^2 sowie den erwarteten Wert der Differenz Δ , der bei der Hypothese, dass sich die Werte nicht unterscheiden, null ist. Die Teststatistik ergibt sich dann entsprechend der Gleichung (3-16):

$$z = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - \Delta}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \quad (3-16)$$

Da es sich hierbei um einen zweiseitigen Test handelt, wird die Wahrscheinlichkeit, die sich aus der Normalverteilungstabelle für die Prüfgröße ergibt, noch einmal mit 2 multipliziert. Die resultierende Wahrscheinlichkeit dient dann der Überprüfung der Signifikanz des Unterschieds.

Bei den Paar-Männern zeigt sich insgesamt ein niedrigerer Partizipationseffekt von 0,125 Prozentpunkten im Vergleich zu 0,173 Prozentpunkten ohne die Berücksichtigung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit (siehe Tabelle 14). Der Partizipationseffekt liegt zwar nicht sehr viel niedriger, ist aber hochsignifikant verschieden.

Tabelle 14: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird

Paare, flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Kreuzeffekt Partizipation (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)		Kreuzeffekt Arbeitszeit (in %)	
	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.
GFGM0	<u>0,369</u>	0,151	0,045	0,115	0,015	0,018	-0,148	0,115
GFHM0	<u>0,172</u>	0,078	-0,037	0,081	0,026	0,017	-0,058	0,150
HFGM0	<u>0,133</u>	0,076	-0,022	0,064	0,025	0,022	-0,103	0,081
HFHM0	0,192	0,044	-0,025	0,028	0,129	0,032	-0,128	0,039
GFGM1	<u>0,080</u>	0,040	-0,011	0,124	<u>0,106</u>	0,061	-0,174	0,212
GFHM1	0,393	0,133	-0,086	0,072	<u>0,025</u>	0,014	-0,195	0,188
HFGM1	0,004	0,003	-0,121	0,122	0,033	0,026	-0,150	0,145
HFHM1	0,094	0,014	-0,005	0,033	0,040	0,010	-0,116	0,035
GFGM2	0,243	0,087	0,168	0,187	0,606	0,527	<u>-0,261</u>	0,130
GFHM2	0,049	0,017	-0,036	0,054	<u>0,043</u>	0,019	-0,125	0,084
HFGM2	<u>0,259</u>	0,110	-0,069	0,091	<u>0,097</u>	0,053	-0,231	0,152
HFHM2	0,047	0,011	-0,027	0,034	0,109	0,025	-0,147	0,051
GFGM3	<u>0,203</u>	0,099	-0,051	0,083	0,017	0,026	-0,246	0,185
GFHM3	<u>0,186</u>	0,077	0,082	0,090	0,040	0,033	-0,188	0,127
HFGM3	<u>0,045</u>	0,021	0,056	0,095	0,048	0,038	-0,174	0,191
HFHM3	0,069	0,021	-0,013	0,038	0,052	0,016	<u>-0,150</u>	0,077
Total	0,125	0,015	-0,019	0,017	0,088	0,014	-0,133	0,026

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Es ergibt sich ein z-Wert von rund 20,13³³ und damit ein P-Value von 0,000. Für alle Untergruppen lässt sich ein Rückgang des Partizipationseffekts feststellen. Am deutlichsten ist dieser für Paare mit einem hochqualifizierten Mann, einer geringqualifizierten Frau und einem Kind (GFHM1). Hier sinkt der Partizipationseffekt von 0,725 auf 0,393 Prozentpunkte. Ähnlich stark ist der Rückgang jedoch auch bei Paaren mit drei und mehr Kindern, einer geringqualifizierten Frau sowie einerseits geringqualifizierten Mann (GFGM3) von 0,333 auf 0,203 Prozentpunkte oder andererseits hochqualifizierten Mann (GFHM3) von 0,35 auf 0,186 Prozentpunkte. Der Kreuzeffekt ist zwar im Mittel niedriger, aber erneut insignifikant. Gleiches gilt auch für alle Untergruppen. Der Arbeitszeiteffekt sowie der Kreuzeffekt der Arbeitszeit sind nahezu identisch, jedenfalls zeigt der z-Test an, dass die Differenzen nicht signifikant sind. Dieses Ergebnis war auch zu erwarten, da die unfreiwillige Arbeitslosigkeit, wie sie modelliert ist, an der extensiven Arbeitsangebotsentscheidung ansetzt. Auch die Signifikanzen bleiben im Großen und Ganzen bei allen Untergruppen identisch erhalten. Geringfügig verbessern oder verschlechtern sich einige Signifikanzen. Ein ähnliches Bild – Rückgang der Partizipationseffekte – zeigt sich auch bei den Paar-Frauen, obwohl hier der Rückgang insgesamt nicht so stark ist wie bei den Männern (siehe Tabelle 15).

Der Effekt sinkt dennoch signifikant von zuvor 0,163 auf 0,137 Prozentpunkte. Ein deutlicher und signifikanter Rückgang zeigt sich innerhalb der Teilgruppen bei einem Paar mit einer geringqualifizierten Frau, einem hochqualifizierten Mann und einem Kind (GFHM1) von 0,195 auf 0,109 Prozentpunkte sowie bei gleicher Qualifikation und ohne Kind (GFHM0) von 0,179 auf 0,144 Prozentpunkte. Ansonsten zeigen sich weitere signifikante Unterschiede bei kinderlosen Hochqualifizierten (HFHM0), Paaren mit einer hochqualifizierten Frau, einem Kind und einem hochqualifizierten Mann (HFHM1).

³³Im Weiteren werden nicht mehr explizit die t-Werte angegeben, sondern nur erklärt, ob die Differenzen signifikant verschieden sind.

Tabelle 15: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird

Paare, flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Kreuzeffekt Partizipation (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)		Kreuzeffekt Stunden (in %)	
	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.
GFGM0	0,151	0,097	0,040	0,076	0,055	0,073	-0,032	0,048
GFHM0	<u>0,144</u>	0,065	0,036	0,043	0,158	0,098	-0,020	0,033
HFGM0	0,126	0,093	0,032	0,038	0,028	0,029	-0,018	0,038
HFHM0	0,099	0,023	<u>0,056</u>	0,032	0,103	0,025	0,007	0,020
GFGM1	<u>0,119</u>	0,066	0,012	0,032	0,128	0,105	-0,004	0,031
GFHM1	<u>0,109</u>	0,052	0,051	0,049	0,174	0,116	-0,010	0,029
HFGM1	<u>0,030</u>	0,016	-0,010	0,023	0,146	0,122	-0,015	0,028
HFHM1	0,184	0,041	<u>0,023</u>	0,010	0,190	0,041	-0,014	0,011
GFGM2	0,199	0,175	0,020	0,068	0,073	0,083	0,180	0,331
GFHM2	0,152	0,099	-0,007	0,048	<u>0,167</u>	0,084	-0,025	0,050
HFGM2	<u>0,111</u>	0,054	0,036	0,034	0,141	0,169	-0,007	0,024
HFHM2	0,159	0,032	0,001	0,008	0,174	0,033	0,001	0,014
GFGM3	0,115	0,075	-0,005	0,037	0,045	0,086	-0,026	0,051
GFHM3	0,125	0,075	0,015	0,033	0,085	0,114	-0,007	0,026
HFGM3	0,175	0,121	-0,006	0,040	0,236	0,314	-0,022	0,064
HFHM3	0,114	0,029	0,003	0,013	<u>0,173</u>	0,095	-0,005	0,015
Total	0,137	0,015	<u>0,023</u>	0,010	0,147	0,019	-0,003	0,008

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Gleiches gilt bei gleicher Qualifikation der Frau, einem Kind und einem geringqualifizierten Mann (HFGM1) und bei einem hochqualifizierten Paar mit zwei Kindern

(HFHM2). Keine Unterschiede des Partizipationseffekts gibt es bei Paaren mit einer hochqualifizierten Frau, zwei Kindern und einem hochqualifizierten Mann (GFHM2). Bei einem hochqualifizierten Paar mit drei und mehr Kindern (HFHM3) wird der Effekt nun sogar insignifikant. Da der Kreuzeffekt bei Männern bereits vorher für alle Teilgruppen und insgesamt insignifikant war, kann dieser nun nicht verglichen werden. Darüber hinaus sind nun auch in dem erweiterten Modell die Kreuzeffekte der Frau alle insignifikant.

Bei Single-Männern sinkt der Partizipationseffekt unter Berücksichtigung von unfreiwilliger Arbeitslosigkeit deutlich von 0,182 auf 0,047 Prozentpunkte (siehe Tabelle 16). Dabei ist letzterer Effekt aber nur noch schwach signifikant.

Tabelle 16: Angebotselastizitäten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit von Single-Männern

Singles	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
G0	0,065	0,045	0,052	0,055
H0	0,044	0,026	0,025	0,015
G1	0,000	0,000	0,007	0,029
H1	0,033	0,050	0,031	0,058
G2	0,000	0,000	0,000	0,000
H2	0,234	0,369	0,013	0,046
G3	0,168	0,353	-0,002	0,019
H3	<u>0,047</u>	0,027	0,028	0,018
Total	0,065	0,045	0,052	0,055

Quelle: Eigene Berechnungen, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Innerhalb der Teilgruppen finden sich dagegen keine signifikanten Effekte mehr. Gleiches gilt auch für den Arbeitszeiteffekt. Bereits im Standardmodell gab es ohnehin nur bei kinderlosen Single-Männern signifikante Partizipationseffekte, was daran liegt, dass die Fallzahl alleinerziehender Männer auch sehr gering ist.

Bei Single-Frauen gibt es mehrere signifikante Effekte zu beobachten, und auch hier sinken die Effekte insgesamt deutlich und signifikant unter Berücksichtigung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit von 0,202 auf 0,059 Prozentpunkte (siehe Tabelle 17). Auffällig ist auch, dass die starken und signifikanten Effekte bei kinderlosen Geringqualifizierten (G0) sowie Hochqualifizierten mit einem Kind (H1) sogar insignifikant werden.

Tabelle 17: Angebotselastizitäten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit von Single-Frauen

Singles	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
G0	0,178	0,165	0,099	0,088
H0	<u>0,045</u>	0,018	<u>0,082</u>	0,042
G1	<u>0,117</u>	0,062	0,071	0,062
H1	0,023	0,024	0,069	0,053
G2	0,131	0,111	0,148	0,177
H2	<u>0,104</u>	0,057	0,129	0,094
G3	0,017	0,026	0,020	0,052
H3	0,074	0,082	0,106	0,125
Total	0,059	0,020	<u>0,082</u>	0,033

Quelle: Eigene Berechnungen, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Nach wie vor hochsignifikant sind die Partizipationseffekte – obwohl um einiges geringer – bei kinderlosen Hochqualifizierten (H0) und Hochqualifizierten mit zwei Kindern (H2) sowie alleinerziehenden Geringqualifizierten mit einem Kind (G1). Dieser liegt bei Letzteren gerade noch bei 0,117 im Vergleich zu 0,299 Prozentpunkte im Standardmodell. Bei den Arbeitszeiten zeigt sich ebenfalls insgesamt ein signifikanter Rückgang von 0,13 auf 0,082%. Innerhalb der Teilgruppen finden sich jedoch keine signifikanten Effekte.

Wie nicht anders zu erwarten, sinken auch bei den gemischt-flexiblen Haushalten die Angebotselastizitäten, wenn unfreiwillige Arbeitslosigkeit modelliert wird. Bei Männern war der Partizipationseffekt ja schon sehr gering, dieser sinkt jedoch nochmals signifikant von 0,061 auf 0,04 Prozentpunkte (siehe Tabelle 18). Dieses Bild verdichtet sich auch für alle Teilgruppen mit signifikanten Effekten: Bei kinderlosen Paaren mit einem hochqualifizierten Mann (HM0) sinkt der Partizipationseffekt von 0,329 auf nun 0,213 Prozentpunkte und bei gleicher Qualifikation und einem Kind (HM1) von 0,274 auf 0,191 Prozentpunkte. Der Arbeitszeiteffekt bleibt, wie bereits bei den anderen Stratifikationsgruppen, im Durchschnitt unverändert.

Tabelle 18: Angebotselastizitäten bei gemischt-flexiblen Paarhaushalten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn des flexiblen Mannes um 1% erhöht wird

Paare, gemischt-flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GM0	0,245	0,155	0,018	0,028
GF0	0,000	0,000	0,000	0,000
HM0	0,213	0,077	0,081	0,058
HF0	0,000	0,001	0,000	0,001
GM1	0,000	0,000	0,012	0,029
GF1	0,000	0,002	0,000	0,003
HM1	<u>0,191</u>	0,084	<u>0,340</u>	0,161
HF1	0,000	0,001	0,000	0,003
GM2	0,566	0,425	0,024	0,046
GF2	0,000	0,000	0,000	0,000
HM2	0,013	0,012	0,018	0,013
HF2	0,000	0,007	-0,001	0,008
HM3	0,000	0,000	0,011	0,017
HF3	0,000	0,002	0,000	0,004
Total	0,040	0,011	0,031	0,011

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

G: Gering- / H: Hochqualifiziert 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Auch bei flexiblen Frauen in gemischt-flexiblen Paarhaushalten zeigt sich ein Rückgang des Partizipationseffekts von vorher 0,136 auf 0,111 Prozentpunkte. Dieser Unterschied ist zwar gering, aber hochsignifikant (siehe Tabelle 19). Innerhalb der Untergruppen zeigen sich bei kinderlosen Hochqualifizierten (H0) von 0,232 auf 0,186 Prozentpunkte, mit einem Kind (H1) von 0,155 auf 0,097 Prozentpunkte und mit zwei Kindern (H2)

von 0,121 auf 0,104 Prozentpunkte signifikante Rückgänge. Bei kinderlosen Geringqualifizierten (LF0) bleibt dagegen der Effekt unverändert um 0,18 Prozentpunkte. Bei hochqualifizierten Frauen mit drei und mehr Kindern (H3) gibt es ebenfalls keine signifikanten Unterschiede.

Tabelle 19: Angebotselastizitäten bei gemischt-flexiblen Paarhaushalten mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn der flexiblen Frau um 1% erhöht wird

Paare, gemischt-flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GM0	0,000	0,000	0,000	0,000
GF0	<u>0,179</u>	0,079	0,125	0,080
HM0	0,000	0,001	0,000	0,001
HF0	0,186	0,041	0,134	0,044
GM1	0,000	0,000	0,000	0,000
GF1	0,193	0,119	0,216	0,304
HM1	0,000	0,000	0,000	0,001
HF1	0,097	0,035	0,176	0,114
GM2	0,000	0,000	0,000	0,000
GF2	0,279	0,189	0,082	0,175
HM2	0,000	0,000	0,000	0,000
HF2	<u>0,104</u>	0,046	0,262	0,179
HM3	0,000	0,000	0,000	0,000
HF3	<u>0,144</u>	0,075	0,135	0,138
Total	0,111	0,021	0,118	0,034

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

G: Gering- / H: Hochqualifiziert 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Bei den Arbeitszeiteffekten zeigt sich auch ein signifikanter Rückgang von 0,134 auf 0,118%. Innerhalb der Teilgruppen ist nur bei kinderlosen Hochqualifizierten dieser Rückgang ebenfalls signifikant von 0,146 auf 0,134%.

3.2.5 Fazit

Die Erweiterung des Standardmodells um unfreiwillige Arbeitslosigkeit oder Rationierungen auf der Arbeitsnachfrageseite hat gezeigt, dass sich dadurch sowohl die Partizipationseffekte als auch die Arbeitszeiteffekte signifikant ändern können. Daneben wurde die Analyse auf weitere Untergruppen ausgedehnt, sodass die gesamten Effekte besser nachvollzogen werden können. Folgende Tabelle 20 fasst die Ergebnisse im Einzelnen zusammen:

Tabelle 20: Vergleich Standardmodell mit und ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit

	Standardmodell	Standardmodell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit
Paar-Männer		
Partizipationseffekt (Prozentpunkte)	0,173	0,125
Kreuzeffekt (Paar-Frauen)	-0,001	-0,019
Arbeitszeiteffekt(Prozent)	0,088	0,088
Kreuzeffekt (Paar-Frauen)	-0,131	-0,133
Paar-Frauen		
Partizipationseffekt (Personen)	0,164	0,137
Kreuzeffekt (Paar-Männer)	0,028	0,023
Arbeitszeiteffekt	0,163	0,147
Kreuzeffekt (Paar-Männer)	-0,014	-0,003
Single-Männer		
Partizipationseffekt (Personen)	0,182	0,047
Arbeitszeiteffekt	0,053	0,028
Single-Frauen		
Partizipationseffekt (Personen)	0,202	0,059
Arbeitszeiteffekt	0,13	0,082
Paar-Männer (gemischte Paare)		
Partizipationseffekt (Personen)	0,061	0,04
Arbeitszeiteffekt	0,034	0,03
Paar-Frauen (gemischte Paare)		
Partizipationseffekt (Personen)	0,136	0,111
Arbeitszeiteffekt	0,134	0,118

Dabei zeigt sich für alle Haushaltstypen ein signifikanter Rückgang des Partizipationseffekts. Am deutlichsten ist der Rückgang bei Singles, während bei Paaren der Effekt nur leicht, aber dennoch signifikant zurückgeht. Bei den Kreuz-effekten ist nur der Arbeitszeiteffekt der Frau bei einer Erhöhung des Bruttolohns des Mannes um 1% signifikant. Dieser Effekt sinkt ebenfalls, aber nicht signifikant. Bei Frauen in flexiblen und gemischt-flexiblen Paarhaushalten verringert sich auch der Arbeitszeiteffekt signifikant, bei Männern bleibt er dagegen unverändert.

Somit können also die Ergebnisse der Studie (*Bargain et al. 2010*) bestätigt werden, dass die Berücksichtigung von Rationierungen zu einem Rückgang (insbesondere) der extensiven Arbeitsangebotselastizitäten führen.

Werden also nun vorhandene Rationierungen auf der Arbeitsnachfrageseite nicht berücksichtigt, so führt dies zu einer Überschätzung der Angebotselastizitäten und somit der potentiellen Effekte. Unberücksichtigt bleiben aber nach wie vor mögliche Rationierungen entlang der intensiven Arbeitsangebotsseite. So kann es beispielsweise auch sein, dass jemand gerne Teilzeit arbeiten möchte, jedoch keine Teilzeitbeschäftigung findet und deswegen Vollzeit arbeitet oder umgekehrt. Solche Rationierungen wurden in (*Euwals/van Soest 1999*) berücksichtigt und auch hier zeigen sich signifikant niedrigere Angebotselastizitäten. Die Modellierung erfolgt jedoch etwas ad hoc, sodass eine genauere Analyse von Rationierungsmöglichkeiten erforderlich wäre. Diese Analyse war jedoch nicht Gegenstand dieser Arbeit und verbleibt somit als zukünftige Erweiterungsmöglichkeit.

3.3 Random Parameters Logit

3.3.1 Problemstellung

Mit dem Titel einer Shakespeare-Komödie, „Viel Lärm um nichts“ (*Much Ado about Nothing*) bezeichnet (Haan 2006) seine Versuche, ein erweitertes Arbeitsangebotsmodell mit Random Parameters zu schätzen. Der Grund für diese Kraftanstrengung liegt daran, dass das Standardmodell an der *independance of irrelevant alternatives* (IIA)-Annahme leidet. Durch diese Struktur wird festgelegt, dass die Wahrscheinlichkeiten der jeweiligen Arbeitszeitkategorien in einem proportionalen Verhältnis zueinander stehen. Wird nun eine Stundenkategorie aufgrund einer Reformänderung attraktiver, wodurch die Wahrscheinlichkeit dieser Stundenkategorie ansteigt, so sinken die Wahrscheinlichkeiten der anderen Stundenkategorien proportional. Diese Annahme ist für Arbeitsangebotsmodelle, insbesondere bei Reformänderungen im Niedrigeinkommensbereich, jedoch als kritisch zu sehen. So würden im Falle einer Erhöhung des Grundeinkommens geringfügig Beschäftigte und Teilzeitbeschäftigte eher ihre Arbeit als Vollzeitbeschäftigte einstellen. Zur Überprüfung der Verletzung dieser Eigenschaft wird ein Hausman-Test durchgeführt (siehe Hausman/McFadden 1984). Dazu wird zunächst das unrestringierte Modell mit allen Stundenkategorien und danach ein restringiertes Modell unter zufälligem Ausschluss einer Stundenkategorie geschätzt. Im Anschluss wird getestet, ob die Schätzparameter signifikant voneinander abweichen. Eine weitere Möglichkeit, die IIA-Annahme zu überprüfen, ist, ob die Eigenschaften einer anderen Kategorie signifikant die tatsächlich gewählte Kategorie erklären. Dazu werden kategorienspezifische Merkmale einer Kategorie in den Schätzansatz mit aufgenommen.

Formal lässt sich diese IIA-Struktur wie folgt darstellen: siehe Gleichung (3-17):

$$\frac{\Pr_{ik}}{\Pr_{il}} = \frac{\exp(U_k) / \sum_m \exp(U_m)}{\exp(U_l) / \sum_m \exp(U_m)} = \frac{\exp(U_k)}{\exp(U_l)} = e^{U_k - U_l} \quad (3-17)$$

Das Verhältnis der beiden Kategorien k und l ist also von keiner anderen Kategorien abhängig. In einer anderen Schreibweise lassen sich die Substitutionsbeziehungen klarer aufzeigen: siehe Gleichung (3-18):

$$E_{mx_{ik}} = -\frac{\partial U_{ik}}{\partial x_{ik}} \times x_{ik} \Pr_{ik}, \forall m \neq k \quad (3-18)$$

Die Kreuzelastizität illustriert, wie bereits oben angedeutet, dass eine Verbesserung der Eigenschaften x der Kategorie k zu einem proportionalen Rückgang der Wahrscheinlichkeiten aller anderen Kategorien $m \neq k$ führt. (*Train 2003*) benennt jedoch auch die Vorteile der IIA-Eigenschaft. So lässt sich bei Gültigkeit der IIA-Eigenschaft ein Wahlmodell auch auf Basis einer geringeren Anzahl von Kategorien schätzen, falls es beispielsweise über 100 oder mehr mögliche Alternativen gibt. Diese Eigenschaft ist auch dann von Vorteil, wenn man gerade nur an bestimmten Alternativen und deren Beziehungen zueinander interessiert ist.

3.3.2 Modell und Schätzung

Das Standardmodell modelliert beobachtbare Heterogenität über die Interaktion der Freizeit mit verschiedenen Haushaltscharakteristiken wie Bildung, dem Vorhandensein von Kindern in bestimmten Altersklassen sowie Alter des Haushaltsvorstandes. Dazu kommen Teilzeit- und Vollzeitdummys sowie ein Dummy, welcher eine Erwerbsminderung anzeigt, um die unterschiedlichen Fixkosten einer Arbeitsaufnahme zu modellieren. Daneben lässt sich jedoch die Frage stellen, ob die unbeobachtete Heterogenität mit dem Störterm allein hinreichend berücksichtigt ist. Die Restriktion des Modellansatzes lässt sich dadurch verdeutlichen, dass die jeweiligen Schätzparameter für die Haupteffekte, Quadrate der Haupteffekte und Interaktionseffekte als konstant angenommen

werden. Ein weitaus flexiblerer Ansatz besteht nun darin, die einzelnen Koeffizienten nicht als fix, sondern als stochastisch (random) zu modellieren. Dabei ist es möglich, für jeden Koeffizienten eine unterschiedliche Verteilung anzunehmen. Aufgrund dieser Möglichkeit, die Verteilungen miteinander zu mischen, wird dieses Modell auch als *mixed logit*-Modell bezeichnet (siehe *McFadden/Train 2000*).³⁴ Zusätzlich lassen sich mit diesem Modell auch Substitutionsbeziehungen (Korrelationen) zwischen den Alternativen modellieren. Dies ermöglicht eine Abkehr von der IIA-Annahme, wodurch das oben beschriebene Problem beseitigt werden kann. Formal lässt sich dies wie in Gleichung (3-19) darstellen:

$$\Pr(H = k) = \int \frac{\exp(x_k'Ax_k + \beta'x_k)}{\sum_m \exp(x_m'Ax_m + \beta'x_m)} f(\beta) d\beta \quad (3-19)$$

$f(\beta)$ steht dabei für die Dichtefunktion der jeweiligen Verteilung von β . Diese Funktion kann sowohl stetig als auch diskret spezifiziert werden. Das Integral des Schätzkoeffizienten innerhalb der Wahlwahrscheinlichkeit $\Pr(H = k)$ besitzt keine geschlossene Form, daher lässt sich die Wahlwahrscheinlichkeit nicht mehr analytisch darstellen und muss simuliert werden. Die Schätzung des Modells erfolgt dann entweder mittels der *Methode der Simulierten Maximum Log-Likelihood (SLL)* oder der etwas komplexeren *Methode der Simulierten Momente (MSM)*.³⁵ Die Simulationsschritte der SLL sind dabei wie folgt:

1. Ziehe einen Wert des Schätzkoeffizienten aus dessen Verteilung $f(\beta)$ und schreibe diesen Wert als β^r auf, wobei hier $r=1$ gilt, für die erste Ziehung

³⁴Für weitere Anwendungen eines *mix-logit*-Modells siehe *Train (2003)*, (*Hensher/Greene 2003*), (*Haan/Uhlendorff 2006*), (*Colombino/Locatelli 2008*), (*Flannery/O'Donoghue 2009*).

³⁵In (*Train 2003*) sind die unterschiedlichen Simulationsverfahren und die Simulationsschritte beschrieben.

2. Berechne die Loglikelihood. $LL(\beta^{r=1})$ für diesen Schätzkoeffizienten
 3. Wiederhole die Schritte 1-2 insgesamt $r = 2, \dots, R$ -mal.
 4. Bilde den Mittelwert über die Ergebnisse (Bhat 2003)
- $$SLL(\beta) = \sum_{n=1}^N \left(\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R LL(\beta^r) \right)$$

Während (Haan/Uhlendorff 2006) gezeigt haben, wie sich ein Multinomiales Logit-Modell mit unbeobachteter Heterogenität in STATA implementieren lässt, hat (Hole 2007) den STATA Befehl *mixlogit* programmiert, mit dem *random parameters logit*-Modelle geschätzt werden können. Hierbei lassen sich zwei Verteilungen für die Parameter unterscheiden: erstens die Normalverteilung und zweitens die Logarithmische Normalverteilung. Des Weiteren lassen sich Korrelationsbeziehungen zwischen den Parametern modellieren. Für die numerische Lösung der Integrale werden Quasi-Zufallszahlen als Halton-Sequenzen³⁶ mit der MATA-Funktion *halton()* generiert, siehe hierzu (Drukker/Gates 2006).

3.3.3 Literatur zum Vergleich conditional versus random parameters logit

Eine aktuelle Studie zum Vergleich von *conditional logit* und *random parameters logit* ist (Colombino/Locatelli 2008). Diese basiert allerdings auf italienischen Daten, genauer auf der von der Bank of Italy erstellten Haushaltsumfrage zu Einkommen und Vermögen (SHIW 1998). Zur Berechnung des verfügbaren Haushaltsnettoeinkommens für die tatsächlichen und hypothetischen Stundenkategorien verwenden die Autoren das euro-

³⁶Siehe (Halton 1960), (Train 2000) oder (Bhat 2001). Für eine Diskussion zur Verwendung von unterschiedlichen Halton-Sequenzen siehe auch (Staus 2008).

päische Mikrosimulationsmodell EUROMOD³⁷. Obwohl die Ergebnisse keine relevanten Unterschiede in den Koeffizienten zeigen, finden die Autoren signifikante Standardabweichungen als Indiz für unbeobachtete Heterogenität in den Koeffizienten. Des Weiteren berechnen die Autoren fiktive Reformvorschläge (verschiedene Versionen einer Flat-Tax), um zu untersuchen, ob die beiden Modelle zu unterschiedlichen Schlussfolgerungen bezüglich der Bewertung der Reformen (auf Basis von Wohlfahrtsmaßen) kommen. Obwohl in den meisten Fällen die Ergebnisse sehr nah beieinander liegen, gibt es auch divergierende Politikempfehlungen. Die Autoren beschreiben allerdings nicht, ob diese Ergebnisse wirklich signifikant sind. So wurden keine Konfidenzintervalle bezüglich der Differenzen berechnet.

Eine weitere Studie, die sich explizit mit dem Vergleich der beiden Modellklassen beschäftigt, ist (Haan 2006). Diese Studie ist schon deswegen interessant, da sie auf deutschen Daten basiert und den Berechnungen ein sehr ähnliches Modell zugrunde liegt. Haan kommt ebenfalls zu dem Ergebnis, dass unbeobachtete Heterogenität in den Daten existiert. Jedoch zeigen seine Analysen keine signifikanten Unterschiede der beiden Modelle in der unkompenzierten Arbeitsangebotselastizität. Eine Erklärung für dieses Ergebnis könnte sein, dass er nur die *unkonditionalen* gesamtwirtschaftlichen Arbeitsangebotselastizitäten berechnet. Möglicherweise gibt es jedoch Unterschiede bezüglich der *konditionalen* Arbeitsangebotselastizitäten. So kann es für bestimmte Teilgruppen sehr wohl zu signifikanten Unterschieden kommen. In (ebd.) wird nämlich ein probabilistischer Ansatz verwendet und nicht auf die tatsächlich gewählten Stundenkategorien kalibriert. Des Weiteren werden auch keine analytischen Übergangswahrscheinlichkeiten wie beispielsweise in (Bonin/Schneider 2006) berechnet. Somit können keine individuellen Übergänge bzw. individuelle Arbeitsangebotselastizitäten betrachtet werden. Ein weiteres Defizit beider genannten Studien ist, dass Rationierungen der Arbeits-

³⁷Ein guter Überblick zu dem EUROMOD-Projekt findet sich auf URL:
www.iser.essex.ac.uk/publications/working-papers/euromod/em9-01.pdf.

marktseite nicht berücksichtigt werden. Diese Einschränkung wird in Abschnitt 3.2 ausführlicher beschrieben. Im Folgenden wird jedoch zuerst die Spezifikationssuche für das *random parameters logit*-Modell ohne Rationierung dokumentiert.

3.3.4 Spezifikation und Schätzung des *random parameters logit*-Modells ohne Rationierung

Für das *random parameters logit*-Modell wurden verschiedene Spezifikationen für die in Abschnitt 2.2.4 definierten Gruppen getestet. Die Schätzungen dieser Spezifikationen erfolgen auf Basis des in STATA implementierten Befehls von (Hole 2007). Für diese rechen- und zeitintensive Prozedur wurden in einem ersten Schritt bestimmte Variablen auf signifikante Standardabweichungen hin untersucht. Dabei wurde angenommen, dass die Parameter einer Normalverteilung folgen. Im Falle einer signifikanten Standardabweichung bedeutet dies, wobei zunächst 50 Störterme aus der Normalverteilung gezogen werden, dass der Einfluss dieser Variablen auf die Arbeitsangebotsentscheidung eben nicht für alle Personen in dieser Gruppe gleich ist. Im zweiten Schritt wurden alle signifikanten Variablen gesammelt und dann gemeinsam auf Basis von 100 Störtermen geschätzt, wobei auch auf Korrelationen unter den Variablen kontrolliert wurde. In keiner Schätzung konnten jedoch Korrelationen unter den Variablen festgestellt werden.

Die Ergebnisse dieser Spezifikationssuche werden im Einzelnen nach den definierten Haushaltstypen dargestellt: Sie Schätzung eines *random parameters logit*-Modell bei flexiblen Paaren offenbarte eine Vielzahl signifikanter Standardabweichungen der Haupteffekte des *conditional logit*-Modells (siehe Tabelle 21). Daraus kann geschlossen werden, dass die geschätzten Parameter des Standardmodells eben nicht über die Bevölkerung als konstant anzunehmen sind. Insbesondere betrifft dies die Freizeitinteraktion der Frau mit einem Kind unter sechs Jahren im Haushalt, die Freizeitinteraktion des Mannes mit der Nationalität – obwohl hier der Haupteffekt insignifikant ist –, der Freizeitinteraktion des Mannes mit dem Alter und der Freizeitinteraktion der Frau bei geringer Qualifikation.

Tabelle 21: *random parameters logit*-Schätzung bei flexiblen Paaren

	Mittelwert coef	Se	Std.-Abw. coef se	
Monatl. Nettohaushaltseinkommen (Log)	20,282***	3,235		
NettohhEK X Freizeit des Mannes	123,223***	16,443		
NettohhEK X Freizeit der Frau	106,223***	7,618		
Mon. Nettohaushaltseinkommen quadriert	0,258***	0,061		
Freizeit des Mannes	-3,679***	0,528		
Freizeit der Frau	-1,378***	0,317		
Freizeit der Frau quadriert	-9,612***	0,639		
Freizeit des Mannes quadriert	-8,919***	1,587		
Freizeit des Mannes X Hochqualifikation	2,361	1,784		
Freizeit des Mannes X Freizeit der Frau	-2,686***	0,643		
Freizeit des Mannes X Alter quadriert.	0,007***	0,002		
Freizeit der Frau X Alter	-0,374***	0,108		
Freizeit der Frau X Alter quadriert	0,005***	0,001		
Freizeit der Frau X Ost	-9,221***	3,303		
Freizeit des Mannes X Ost	-6,506*	3,499		
Freizeit des Mannes X F. der Frau X Ost	1,677*	0,877		
Freizeit des Mannes X F. der Frau X Nationalität	-0,102	0,141		
Freizeit der Frau X Nationalität	0,080	0,489		
Freizeit der Frau X Hochqualifikation	1,625*	0,842		
Freizeit des Mannes X Geringqualifikation	3,733**	1,865		
Freizeit der Frau X Kind 7-16 Jahre	1,375***	0,134		
Freizeit der Frau X Kind >=17 Jahre	0,576***	0,139		
Freizeit der Frau X Erwerbsminderung	0,276	1,534		
Freizeit des Mannes X Erwerbsminderung	0,439	1,402		
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit Mann	4,595***	0,200		
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit Frau	1,220***	0,278		
Dummy für Teilzeiterwerbstätigkeit Frau	-0,093	0,252		
Dummy für Erwerbstätigkeit beider Partner	-0,583**	0,230		
Freizeit der Frau X Kind bis 6 Jahre	4,859***	0,461	3,342***	0,629
Freizeit des Mannes X Nationalität	-1,379**	0,693	1,916**	0,774
Freizeit des Mannes X Alter	-0,551***	0,167	0,077***	0,015
Freizeit der Frau X Geringqualifikation	1,967**	0,906	2,462***	0,646
Anzahl von Beobachtungen			65.050	
Log-Likelihood			-5.724,53	
Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004				
Notiz: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Die negativen Vorzeichen in der Schätzung sind jedoch ohne Bedeutung (siehe hierzu *STATA-help mixlogit*) und sollen daher als positiv interpretiert werden. Ebenso ohne Bedeutung beim parametrischen Bootstrap bleiben die Standardfehler der Standardabweichung. Es werden also zunächst alle Schätzkoeffizienten eingelesen und für diejenigen ohne signifikante Standardabweichung neue Schätzkoeffizienten auf Basis der Cholesky-Faktorisierung generiert. Die Schätzkoeffizienten mit signifikanter Standardabweichung werden entsprechend dieser Standardabweichung aus einer Normalverteilung neu gezogen. Auf Basis dieses neuen Sets von Schätzparametern werden nun erneut die Angebotsreaktionen im Sinne des parametrischen Bootstraps berechnet.

Die Angebotselastizitäten bei flexiblen Paaren sind in Tabelle 22 und Tabelle 23 abgebildet. Dabei enthält Tabelle 22 die Angebotselastizitäten, wenn das Bruttoeinkommen des Mannes um 1% erhöht wird. Die Effekte sind fulminant. Sowohl insgesamt als auch beinahe für alle Untergruppen sind die Reaktionen signifikant oder sogar hochsignifikant. Nur für Paare mit einem geringqualifizierten Mann, einer hochqualifizierten Frau und einem Kind oder drei und mehr Kindern (HFGM1, HFGM3) lassen sich keine signifikanten Effekte finden. Sowohl insgesamt als auch in den Untergruppen sind Partizipationseffekte tendenziell stärker als im Standardmodell. Die Unterschiede sind auch alle hochsignifikant. Insgesamt steigt also der Partizipationseffekt im *random parameters logit*-Modell und in dieser Spezifikation bei Paar-Männern von 0,173 auf 0,247 Prozentpunkte. Am stärksten ist der Partizipationseffekt bei (GFHM1). Dieser liegt hier bei über einem Prozentpunkt (+1,03 PP). Überdurchschnittlich stark ist auch der Effekt bei kinderlosen Geringqualifizierten (GFGM0 mit 0,639 Prozentpunkten und GFGM3 mit 0,448 Prozentpunkten). Auch kinderreiche Paare mit einem hochqualifizierten Mann und einer geringqualifizierten Frau (GFHM3) erhöhen ihre Partizipation mit 0,472 Prozentpunkten deutlicher als der Durchschnitt. Gleiches gilt zudem für geringqualifizierte Paare mit zwei Kindern (GFGM2) mit 0,435 Prozentpunkten. Bei dem Kreuzeffekt der Partizipation für Frauen zeigt sich wie bereits im Standardmodell kein signifikanter Rückgang der Partizipation. Der Arbeitszeiteffekt der Männer steigt insgesamt von 0,09 auf 0,119%.

Tabelle 22: Angebotselastizitäten von flexiblen Paarhaushalten im *random parameters logit*- Modell wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird

Paare, flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Kreuzeffekt Partizipation (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)		Kreuzeffekt Arbeitszeit (in %)	
	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.
GFGM0	0,639	0,200	0,010	0,123	0,017	0,019	<u>-0,331</u>	0,164
GFHM0	0,353	0,107	-0,012	0,108	<u>0,035</u>	0,021	-0,149	0,161
HFGM0	<u>0,194</u>	0,086	-0,018	0,058	0,028	0,021	<u>-0,142</u>	0,065
HFHM0	0,340	0,054	0,019	0,030	0,183	0,035	-0,157	0,035
GFGM1	0,171	0,057	-0,007	0,138	<u>0,128</u>	0,075	-0,252	0,248
GFHM1	1,035	0,221	-0,048	0,189	<u>0,029</u>	0,013	<u>-0,591</u>	0,253
HFGM1	0,005	0,003	-0,101	0,125	0,030	0,020	-0,163	0,141
HFHM1	0,177	0,022	0,015	0,039	0,051	0,009	-0,165	0,035
GFGM2	0,435	0,110	0,259	0,243	0,767	0,623	<u>-0,352</u>	0,144
GFHM2	0,076	0,027	-0,067	0,065	0,058	0,020	<u>-0,218</u>	0,111
HFGM2	0,416	0,141	-0,070	0,114	<u>0,125</u>	0,065	<u>-0,318</u>	0,168
HFHM2	0,122	0,016	-0,041	0,045	0,148	0,027	-0,207	0,058
GFGM3	0,448	0,166	-0,137	0,107	0,011	0,017	<u>-0,498</u>	0,216
GFHM3	0,472	0,142	0,053	0,104	0,043	0,039	-0,366	0,227
HFGM3	0,130	0,096	0,117	0,147	0,056	0,043	-0,277	0,232
HFHM3	0,133	0,028	-0,013	0,047	0,065	0,016	-0,216	0,084
Total	0,247	0,017	-0,007	0,016	0,119	0,014	-0,193	0,020

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Innerhalb der Untergruppen ist der Anstieg auch für alle hochqualifizierten Paare signifikant. Ebenfalls signifikant wird nun auch der Effekt bei Paaren mit einem hochqualifizierten Mann, einer geringqualifizierten Frau und einem Kind (GFHM1). Dieser war

jedoch im Standardmodell insignifikant. Bei (HFGM2) ist es dagegen umgekehrt, hier wird nun der Effekt im *random parameters logit*-Modell insignifikant. Betragsmäßig stärker und damit elastischer wird der Kreuzeffekt der Arbeitszeit bei Frauen von -0,131 auf -0,193%. Frauen reduzieren demnach insgesamt noch deutlicher ihre Arbeitszeit, falls der Bruttolohn des Mannes ansteigt. Der stärkste Rückgang findet sich bei Paaren mit einer geringqualifizierten Frau, einem hochqualifizierten Mann und einem Kind (GFHM1) mit -0,591%. Dabei zeigen sich nun auch signifikante Effekte bei Haushalten, die im Standardmodell insignifikant waren, so z.B. bei (GFGM0), (HFGM0) oder bei (GFGM3). Bei Letzteren ist der Effekt mit -0,498% auch der zweithöchste überhaupt. Ein Vergleich lässt sich aber nur auf Basis von signifikanten Effekten im Standardmodell und dem erweiterten Modell anstellen. In diesem Fall weisen alle hochqualifizierten Paaren und geringqualifizierte Paare mit zwei Kindern einen stärkeren Rückgang der Arbeitszeit im Vergleich zum Standardmodell auf.

Wie es nun aussieht, wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird, beinhaltet Tabelle 23. Bei den Paar-Frauen zeigt sich demnach ein ähnliches Bild wie bereits bei den Männern zuvor: So steigt der Partizipationseffekt insgesamt ebenfalls signifikant im Vergleich zum Standardmodell. Dieser erhöht sich von 0,164 auf 0,198 Prozentpunkte. Das Gleiche gilt auch bei nahezu für alle Untergruppen, die bereits signifikante Effekte im Standardmodell zeigten. Einzig bei hochqualifizierten Frauen, geringqualifiziertem Mann mit drei und mehr Kindern (HFGM3) steigt der Partizipationseffekt nicht signifikant. Dafür steigt der Kreuzeffekt bei Männern nochmal signifikant von 0,028 auf 0,058 Prozentpunkte an. Der Arbeitszeiteffekt bei Frauen steigt ebenfalls signifikant von 0,163 auf nun 0,188%. Hier zeigen sich wie bereits im Standardmodell die meisten Effekte bei hochqualifizierten Frauen. Dabei sind diese auch bis auf kinderreiche Paare signifikant höher. Ebenfalls wie im Standardmodell gibt es signifikante Effekte bei Paaren mit einem hochqualifizierten Mann, einer geringqualifizierten Frau und zwei Kindern (GFHM2). Diese sind jedoch nicht signifikant voneinander verschieden. Nach wie vor insignifikant ist dagegen der Kreuzeffekt der Arbeitszeit bei Männern. Auch innerhalb der Untergruppen lassen sich keine signifikanten Effekte finden, sodass sich wiederum

schlussfolgern lässt, dass Männer die eigene Arbeitszeit nach einer Lohnänderung der Partnerin nicht verändern.

Tabelle 23: Angebotselastizitäten von flexiblen Paarhaushalten im *random parameters logit*- Modell wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird

Paare, flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Kreuzeffekt Partizipation (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)		Kreuzeffekt Arbeitszeit (in %)	
	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.
GFGM0	<u>0,202</u>	0,095	0,068	0,062	0,047	0,061	-0,024	0,036
GFHM0	0,199	0,074	<u>0,101</u>	0,057	<u>0,185</u>	0,095	-0,012	0,026
HFGM0	<u>0,202</u>	0,116	0,036	0,046	0,037	0,037	-0,020	0,036
HFHM0	0,180	0,033	0,120	0,040	0,147	0,028	0,027	0,026
GFGM1	<u>0,149</u>	0,070	0,027	0,030	0,106	0,091	0,002	0,022
GFHM1	<u>0,226</u>	0,111	0,160	0,106	<u>0,193</u>	0,101	-0,009	0,025
HFGM1	<u>0,078</u>	0,037	-0,011	0,021	0,140	0,105	-0,019	0,023
HFHM1	0,269	0,051	0,054	0,014	0,239	0,042	-0,014	0,012
GFGM2	0,257	0,191	0,038	0,094	0,085	0,079	0,172	0,359
GFHM2	0,157	0,101	0,015	0,037	<u>0,156</u>	0,072	-0,007	0,035
HFGM2	<u>0,140</u>	0,075	0,058	0,037	0,160	0,159	-0,004	0,016
HFHM2	0,213	0,031	<u>0,019</u>	0,009	0,233	0,038	0,007	0,014
GFGM3	<u>0,144</u>	0,076	-0,004	0,045	0,030	0,064	-0,032	0,062
GFHM3	<u>0,125</u>	0,073	0,044	0,041	0,065	0,098	-0,003	0,017
HFGM3	0,241	0,149	0,063	0,099	0,310	0,266	-0,013	0,059
HFHM3	0,131	0,031	0,011	0,009	<u>0,186</u>	0,080	-0,001	0,013
Total	0,198	0,018	0,058	0,012	0,188	0,018	0,004	0,009

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Bei Single-Männern konnte keine Spezifikation mit signifikanten Standardabweichungen für das *random parameters logit*-Modell gefunden werden. Aufgrund dieser Ergebnisse kann für Männer nicht darauf geschlossen werden, dass die Parameter über diesen Haushaltstypen variieren. Ein Grund für dieses Resultat mag auch darin liegen, dass die Männer unter allen Gruppen mit 600 Beobachtungen die geringste Fallzahl aufweisen. Darüber hinaus zeigt sich auch wenig Variation in den Arbeitszeiten. So arbeiten Single-Männer vorwiegend entweder Vollzeit oder sie sind nichterwerbstätig.

Für Single-Frauen finden sich dagegen wieder signifikante Standardabweichungen. Die folgende Spezifikation konnte für die Schätzung des *random parameters logit*-Modells gefunden werden (siehe Tabelle 24).

Tabelle 24: *random parameters logit*-Schätzung bei Single-Frauen

	Mittelwert coef	se	Std.-Abw. Coef	se
Monatl. Nettohaushaltseinkommen (Log)	6,276	6,235		
Nettohh EK X Freizeit der Frau	-2,577**	1,209		
Freizeit der Frau X Hochqualifikation	2,817	2,223		
Freizeit der Frau X Nationalität	3,008**	1,388		
Freizeit der Frau quadriert	-16,060***	5,057		
Freizeit der Frau X Geringqualifikation	4,773*	2,557		
Freizeit der Frau quadriert X Alter	-0,055	0,067		
Freizeit der Frau X Alter	0,064	0,572		
Freizeit der Frau X Alter quadriert	0,007**	0,003		
Freizeit der Frau X Kind 7-16 Jahre	1,978***	0,714		
Freizeit der Frau X Kind >=17 Jahre	1,003	0,667		
Freizeit der Frau X Erwerbsminderung	-0,375	2,722		
Freizeit der Frau X Ost	-0,108	0,752		
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit Frau	-0,479	0,472		
Dummy für Teilzeiterwerbstätigkeit Frau	-1,981***	0,376		
Freizeit der Frau X Kind bis 6 Jahre	8,494***	2,568		
Monatl. NettohhEK quadriert	0,665***	0,257	0,134**	0,061
Freizeit der Frau	146,468***	43,750	-4,868**	2,010
Anzahl der Beobachtungen			3.890	
Log-Likelihood			-972,72	
Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004				
Notiz: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Sowohl das quadrierte Haushaltseinkommen als auch die Freizeitvariable der Frau zeigen signifikante Standardabweichungen und sind damit als nicht konstant über diesen Haushaltstyp anzusehen.

Tabelle 25 enthält die Angebotselastizitäten für Single-Frauen auf Basis dieser Spezifikation. Der parametrische Bootstrap wurde analog wie bereits bei den Paaren durchgeführt. Die Ergebnisse zeigen sowohl insgesamt als auch für die einzelnen Untergruppen nahezu eine Verdoppelung des Partizipationseffekts. So steigt dieser insgesamt von 0,202 auf nun 0,43 Prozentpunkte. Bei kinderlosen Geringqualifizierten (G0) steigt der Effekt sogar von 0,526 auf 1,274 Prozentpunkte. Die Ergebnisse lassen also darauf schließen, dass Frauen doch viel stärker reagieren, als es im Standardmodell abgebildet wird.

Tabelle 25: Angebotselastizitäten von Single-Frauen im *random parameters logit*-Modell

Singles	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
G0	1,274	0,306	0,278	0,105
H0	0,418	0,047	0,249	0,065
G1	0,577	0,170	0,155	0,104
H1	0,276	0,073	0,076	0,089
G2	<u>0,401</u>	0,201	0,376	0,271
H2	0,530	0,118	<u>0,200</u>	0,097
G3	0,175	0,146	0,023	0,059
H3	0,292	0,112	<u>0,296</u>	0,159
Total	0,430	0,038	0,203	0,040

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Trotzdem muss hier relativiert werden, dass dieses Modell keine Rationierungen bzw. unfreiwillige Arbeitslosigkeit berücksichtigt. Des Weiteren wird auch nicht abgebildet, wie alleinerziehende Mütter das Problem mit der Kinderbetreuung lösen würden, sodass die berechneten Effekte allgemein als zu hoch angesehen werden können.

Der Arbeitszeiteffekt steigt auch insgesamt deutlich an, obwohl sich der Effekt nicht ganz verdoppelt. Demnach steigt dieser von 0,13 auf 0,203%. Innerhalb der Untergruppen werden nun bei kinderlosen geringqualifizierten (G0) und bei hochqualifizierten mit zwei Kindern die Effekte im Vergleich zum Standardmodell signifikant. Vergleichen lassen sich nur die Effekte bei kinderlosen Hochqualifizierten (H0) und diese steigen signifikant von 0,146 auf 0,249%.

Für gemischte Paare konnte ebenfalls eine Spezifikation für das *random parameters logit*-Modell gefunden werden (siehe Tabelle 26). Die relevanten Parameter sind das quadrierte Haushaltsnettoeinkommen, die Freizeitinteraktion mit einer geringqualifizierten Frau sowie die Freizeitinteraktion mit einem Dummy für Ostdeutschland: Auf Basis dieser Spezifikation werden nun wie bereits bei Paaren und Singles analog die Angebotselastizitäten auf Basis eines parametrischen Bootstraps berechnet. Allerdings ist nur bei der Freizeitinteraktion einer geringqualifizierten ostdeutschen Frau auch der Haupteffekt signifikant und das sogar auf dem 1%-Niveau. Die Standardabweichung ist dagegen zwar noch signifikant, aber nur auf dem 10%-Niveau. Insignifikant sind dagegen die Haupteffekte der beiden anderen relevanten Variablen. Für das quadrierte Nettoeinkommen ist die Standardabweichung jedoch hochsignifikant auf dem 1%-Niveau.

Tabelle 26: *random parameters logit*-Schätzung bei gemischt-flexiblen Paaren

	Mittelwert		Std.-Abw.	
	coef	se	coef	se
Monatl. Nettohaushaltseinkommen (Log)	-4,251	5,063		
Freizeit	88,417***	25,087		
NettohhEink X Freizeit	-1,221**	0,531		
Freizeit falls HV Frau	1,718*	0,970		
Freizeit X Niedrigbildung X Mann	-1,690	1,852		
Freizeit X Hochbildung X Mann	-1,295	1,711		
Freizeit X Freizeit des inflexiblen Partners	0,799**	0,328		
Freizeit quadriert	-8,043***	2,999		
Freizeit X Alter	-1,076**	0,521		
Freizeit X Alter quadriert	0,009***	0,003		
Freizeit quadriert X Alter	0,048	0,059		
Freizeit X Hochqualifikation X Frau	1,097	1,665		
Freizeit X Ost X HV ist Frau	-3,977***	1,060		
Freizeit X Kinder bis 6 Jahre	1,851**	0,860		
Freizeit X Kinder >17 Jahre	0,708**	0,304		
Freizeit X Kinder 7-16 Jahre	1,236***	0,339		
Freizeit X Erwerbsminderung	1,392	1,593		
Freizeit X Nationalität	-1,894**	0,822		
Dummy für Teilzeiterwerbstätigkeit der Frau	-0,479**	0,239		
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit des Mannes	3,558***	0,374		
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit der Frau	0,325	0,354		
Dummy für Erwerbstätigkeit falls Kinder 7-16 Jahre	0,250	0,167		
Dummy für Erwerbstätigkeit falls Kind bis Jahre	-4,251	5,063		
Mon. Nettohaushaltseinkommen quadriert	-0,471	0,419	0,204***	0,049
Freizeit X Geringqualifikation X Frau	0,996***	0,272	2,546*	1,303
Freizeit X Ost	2,876	1,844	2,151*	1,264
Anzahl von Beobachtungen			4.610	
Log-Likelihood			-1.173,68	
Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004				
Notiz: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Die nachfolgende Tabelle 27 weist die Effekte einer Erhöhung des Bruttolohns um 1% bei flexiblen Männern aus. Der Partizipationseffekt steigt dann deutlich und signifikant von 0,06 auf 0,105 Prozentpunkte. Gleiches gilt für die Untergruppen mit signifikanten Effekten im Standardmodell, allerdings ist nun auch der Partizipationseffekt bei kinderlosen Geringqualifizierten signifikant (GM0). Den stärksten Einzeleffekt haben gering-

qualifizierte Männer mit zwei Kindern (GM2) mit 0,751 Prozentpunkten. Dieser ist jedoch nur auf dem 10%-Niveau signifikant.

Tabelle 27: Angebotselastizitäten von gemischt-flexiblen Paarhaushalten im *random parameters logit*-Modell wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird

Paare, gemischt-flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GM0	<u>0,600</u>	0,255	0,036	0,037
GF0	0,000	0,003	-0,001	0,005
HM0	0,577	0,114	<u>0,144</u>	0,082
HF0	0,000	0,002	0,000	0,002
GM1	0,000	0,000	0,032	0,057
GF1	0,000	0,000	0,000	0,000
HM1	0,453	0,111	0,573	0,189
HF1	0,000	0,000	0,000	0,002
GM2	<u>0,751</u>	0,418	0,029	0,051
GF2	0,000	0,004	0,000	0,001
HM2	0,051	0,037	<u>0,038</u>	0,018
HF2	0,000	0,001	0,000	0,004
HM3	0,000	0,000	0,019	0,020
HF3	0,001	0,006	0,001	0,006
Total	0,105	0,017	0,053	0,016

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Der Arbeitszeiteffekt steigt ebenfalls sehr deutlich von 0,03 auf 0,053%. Hierbei zeigen sich die stärksten Einzeleffekte mit 0,573% bei Hochqualifizierten mit einem Kind (HM1). Da es im Standardmodell nur bei diesem Haushaltstyp signifikante Reaktionen

gab, lassen sich auch nur diese miteinander vergleichen. Ebenfalls signifikant sind aber nun auch die Effekte bei (HM0) und (HM1). Anders natürlich bei flexiblen Frauen in gemischt-flexiblen Haushalten (siehe Tabelle 28).

Tabelle 28: Angebotselastizitäten von gemischt-flexiblen Paarhaushalten im *random parameters logit*-Modell wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird

Paare, gemischt flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GM0	0,000	0,000	0,000	0,000
GF0	0,245	0,082	<u>0,130</u>	0,069
HM0	0,000	0,002	0,000	0,000
HF0	0,379	0,048	0,219	0,048
GM1	0,000	0,000	0,000	0,000
GF1	<u>0,211</u>	0,113	0,249	0,261
HM1	0,000	0,000	0,000	0,001
HF1	0,232	0,058	<u>0,292</u>	0,165
GM2	0,000	0,000	0,000	0,000
GF2	<u>0,379</u>	0,216	0,132	0,287
HM2	0,000	0,000	0,000	0,000
HF2	0,199	0,064	<u>0,521</u>	0,227
HM3	0,000	0,000	0,000	0,000
HF3	<u>0,234</u>	0,097	0,215	0,157
Total	0,210	0,019	0,200	0,039

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Hier gibt es eine größere Fallzahl, somit finden sich sowohl insgesamt als auch für alle Untergruppen signifikante Effekte – anders als im Standardmodell nun auch für Gering-

qualifizierte. Insgesamt steigt der Partizipationseffekt signifikant von 0,136 auf 0,21 Prozentpunkte. Der stärkste Einzeleffekt findet sich bei kinderlosen Hochqualifizierten (HF0) mit 0,379 Prozentpunkten, der niedrigste bei Hochqualifizierten und zwei Kindern (HF2) mit 0,199 Prozentpunkten.

Im Vergleich zum Standardmodell steigen mit Ausnahme bei Geringqualifizierten alle Effekte signifikant an. Auch der Arbeitszeiteffekt erhöht sich signifikant von 0,134 auf 0,20%. Im Standardmodell zeigten sich jedoch nur bei kinderlosen Hochqualifizierten signifikante Effekte. Dieser steigt dafür aber auch signifikant an. Nun zeigen sich jedoch auch bei Hochqualifizierten mit zwei Kindern positive Arbeitszeiteffekte (HF2). Dieser ist auch mit 0,521% der stärkste Einzeleffekt. Obwohl bei den Frauen in gemischt-flexiblen Paaren die Partizipations- und Arbeitszeiteffekte signifikant ansteigen, ist der Anstieg ebenso wie bei den Männern im Vergleich zu den Single-Frauen verhältnismäßig gering. Dafür liegen die Effekte nun in der Größenordnung bei den Frauen in flexiblen Paaren.

3.3.5 *Spezifikation und Schätzung des random parameters logit-Modells mit Rationierung*

Im vorherigen Abschnitt wurde ein *random parameters logit*-Modell spezifiziert und geschätzt. Insgesamt zeigte sich ein konsistentes Ergebnis, dass unter Berücksichtigung einer Verteilung der Schätzkoeffizienten die Angebotselastizitäten in der Tendenz stärker bzw. elastischer werden. Dies gilt natürlich auch im Falle eines Einkommensrückgangs, dass mit stärkeren negativen Partizipations- und Arbeitszeiteffekten gerechnet werden muss. Dennoch trifft es zu, dass die Effekte, wie bereits die Effekte des Standardmodells, wohl als zu hoch angesehen werden müssen, da keine unfreiwillige Arbeitslosigkeit modelliert wurde. Daher soll im Folgenden nun dieses letzte Defizit der Modellstruktur behoben und auf dieser Basis die neuen Elastizitäten anlog der bisherigen Vorgehensweise berechnet werden. Da es zwar wünschenswert, aber nicht notwendigerweise möglich ist, die gleiche Spezifikation für dieses Modell zu verwenden,

musste eine erneute Spezifikationssuche vorgenommen werden. Als Startpunkt wurden die bereits existierenden Spezifikationen verwendet. War dieser Versuch erfolgreich, so wurde diese Spezifikation auch beibehalten, ansonsten wurde eine weitere Spezifikation gesucht. Bei den flexiblen Paaren konnte die bisherige Spezifikation behalten werden, die Ergebnisse der Schätzung sind in Tabelle 29 zusammengefasst. Für Single-Männer konnte nach wie vor keine Spezifikation gefunden werden. Das impliziert, dass die Parameter keine signifikante Verteilung aufweisen. Aus praktischen Überlegungen bedeutet dies auch für eine spätere Reformanalyse, dass für Single-Männer keine aufwendigen Modelle geschätzt werden müssen und die Ergebnisse des *conditional logit*-Modells verwendet werden können.

Interessanter wird es nun bei den Angebotselastizitäten für Männer in Paarhaushalten. Das Ergebnis des Vergleichs der Standardmodelle mit und ohne Berücksichtigung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit hat gezeigt, dass die extensive Arbeitsangebotselastizitäten deutlich sinkt, während die intensive Arbeitsangebotselastizität nahezu unverändert bleibt. Tabelle 30 enthält nun die Effekte einer Erhöhung des Bruttoeinkommens des Mannes um 1% unter Berücksichtigung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit und des *random parameters logit*-Modells. Der Partizipationseffekt bei Männern sinkt nun zwar im Vergleich zu dem Modell ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit von 0,247 auf 0,184 Prozentpunkte, liegt aber immer noch deutlich über dem Effekt des Standardmodells mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit von 0,125 Prozentpunkten.

Tabelle 29: *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit flexible Paare

	Mittelwert Coef	Se	Std.-Abw. coef	se
Monatl. Nettohaushaltseinkommen (Log)	20,282***	3,235		
Monatl. Nettohaushaltseinkommen quadriert	0,258***	0,061		
Freizeit des Mannes	123,223***	16,443		
Freizeit der Frau	106,223***	7,618		
NettohhEK X Freizeit des Mannes	-3,679***	0,528		
NettohhEK X Freizeit der Frau	-1,378***	0,317		
Freizeit der Frau quadriert	-9,612***	0,639		
Freizeit des Mannes quadriert	-8,919***	1,587		
Freizeit des Mannes X Freizeit der Frau	-2,686***	0,643		
Freizeit des Mannes X Alter quadriert	0,007***	0,002		
Freizeit der Frau X Alter	-0,374***	0,108		
Freizeit der Frau X Alter quadriert	0,005***	0,001		
Freizeit der Frau X Ost	-9,221***	3,303		
Freizeit der Frau X Nationalität	0,080	0,489		
Freizeit des Mannes X Ost	-6,506*	3,499		
Freizeit des Mannes X F. der Frau X Ost	1,677*	0,877		
Freizeit des Mannes X F. der Frau X Nationalität	-0,102	0,141		
Freizeit der Frau X Hochqualifikation	1,625*	0,842		
Freizeit des Mannes X Hochqualifikation	2,361	1,784		
Freizeit des Mannes X Niedrigqualifikation	3,733**	1,865		
Freizeit der Frau X Kind 7-16 Jahre	1,375***	0,134		
Freizeit der Frau X Kind >=17 Jahre	0,576***	0,139		
Freizeit der Frau X Erwerbsminderung	0,276	1,534		
Freizeit des Mannes X Erwerbsminderung	0,439	1,402		
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit Mann	4,595***	0,200		
Dummy für Teilzeiterwerbstätigkeit Frau	-0,093	0,252		
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit Frau	1,220***	0,278		
Dummy für Erwerbstätigkeit beider Partner	-0,583**	0,230		
Freizeit der Frau X Niedrigqualifikation	1,967**	0,906	2,462***	0,646
Freizeit der Frau X Kind bis 6 Jahre	4,859***	0,461	3,342***	0,629
Freizeit des Mannes X Nationalität	-1,379**	0,693	1,916**	0,774
Freizeit des Mannes X Alter	-0,551***	0,167	0,077***	0,015
Anzahl von Beobachtungen	65.050			
Log-Likelihood	-5.724,53			
Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004				
Notiz: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Insgesamt liegt der Effekt damit wieder in etwa beim Effekt des Standardmodells von 0,173, ist aber dennoch signifikant höher.

Tabelle 30: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten im *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird

Paare, flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Kreuzeffekt Partizipation (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)		Kreuzeffekt Arbeitszeit (in %)	
	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.
GFGM0	0,627	0,176	0,062	0,135	0,017	0,020	-0,276	0,177
GFHM0	0,237	0,081	-0,063	0,087	<u>0,030</u>	0,017	-0,101	0,164
HFGM0	<u>0,227</u>	0,093	-0,013	0,063	0,030	0,021	<u>-0,150</u>	0,085
HFHM0	0,281	0,058	-0,009	0,033	0,173	0,040	-0,158	0,036
GFGM1	0,139	0,054	0,003	0,167	<u>0,151</u>	0,064	-0,250	0,265
GFHM1	0,557	0,146	-0,126	0,087	0,025	0,015	-0,310	0,194
HFGM1	0,005	0,003	-0,130	0,126	0,027	0,025	-0,187	0,153
HFHM1	0,133	0,015	-0,005	0,038	0,045	0,010	-0,160	0,035
GFGM2	0,401	0,109	0,272	0,271	0,838	0,615	-0,394	0,142
GFHM2	0,069	0,020	-0,060	0,071	<u>0,053</u>	0,022	<u>-0,214</u>	0,102
HFGM2	0,374	0,141	-0,115	0,106	<u>0,125</u>	0,070	<u>-0,331</u>	0,192
HFHM2	0,071	0,015	<u>-0,069</u>	0,038	0,216	0,052	-0,255	0,056
GFGM3	0,294	0,115	-0,104	0,100	0,014	0,020	<u>-0,401</u>	0,229
GFHM3	0,253	0,084	0,068	0,096	<u>0,052</u>	0,030	<u>-0,284</u>	0,160
HFGM3	<u>0,068</u>	0,030	0,070	0,103	0,059	0,042	-0,294	0,272
HFHM3	0,096	0,024	-0,027	0,048	0,063	0,018	-0,212	0,081
Total	0,184	0,016	<u>-0,029</u>	0,016	0,134	0,018	-0,195	0,019

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Da es in den Untergruppen so viele Effekte zu beschreiben gäbe, wird hier der Fokus auf die wichtigsten Änderungen bei Berücksichtigung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit und das *random parameters logit*-Modell gerichtet: Diese zeigen sich insbesondere bei kinderreichen Paaren, einer geringqualifizierten Frau mit hoch- oder geringqualifiziertem Mann. Hier gehen die Effekte deutlich zurück (GFHM3 von 0,472 auf 0,253 Prozentpunkte, GFGM3 von 0,448 auf 0,294 Prozentpunkte). Auch bei Paaren bei gleicher Qualifikation der Frau, hochqualifiziertem Mann und einem Kind (GFHM1) sinkt der Partizipationseffekt auf beinahe die Hälfte von 1,035 auf 0,557 Prozentpunkte. Dieser Effekt liegt auch wie bereits die anderen Effekte auch signifikant unter dem des Standardmodells. Auf der anderen Seite liegen viele Effekte zwar unter denen des *random parameters logit*-Modell ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit, jedoch immer noch deutlich über dem Effekt des Standardmodells. Am stärksten ist der Effekt also bei kinderlosen Geringqualifizierten (GFGM0) mit 0,627 Prozentpunkten.

Tabelle 31 zeigt die Angebotselastizitäten einer Erhöhung des Bruttoeinkommens der Frau um 1%. Der Partizipationseffekt sinkt demnach im Vergleich zum *random parameters logit*-Modell ohne freiwillige Arbeitslosigkeit von 0,198 auf 0,167 Prozentpunkte. Der Unterschied ist auch signifikant. Bei einigen Untergruppen scheint sogar der Partizipationseffekt anzusteigen, doch kein Anstieg ist signifikant. Weitere signifikante Rückgänge gibt es dagegen bei einem kinderlosen Paare, geringqualifizierter Frau und hochqualifizierten Mann (GFHM0) von 0,199 auf 0,178 Prozentpunkte, bei HFHM0 von 0,18 auf 0,13 Prozentpunkte, GFHM1 von 0,226 auf 0,133 Prozentpunkte, sowie bei (HFGM1) und (HFHM1). Letztere liegen nun auch signifikant unter den Effekten des Standardmodells. Bei den Haushalten (HFGM2) und (HFHM3) liegen die Effekte dagegen nun signifikant über denen des Standardmodells. Der Kreuzeffekt des Mannes sinkt zwar signifikant von 0,058 auf 0,046 Prozentpunkte. Dieser liegt aber immer noch signifikant über dem Effekt des Standardmodells mit 0,028 Prozentpunkten.

Der Arbeitszeiteffekt der Frau sinkt insgesamt signifikant im Vergleich zum *random parameters logit*-Modell ohne freiwillige Arbeitslosigkeit, jedoch ist damit der Effekt wieder auf dem Niveau des Standardmodells.

Tabelle 31: Angebotselastizitäten bei flexiblen Paarhaushalten im *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird

Paare, flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Kreuzeffekt Parti- zipation (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)		Kreuzeffekt Arbeitszeit (in %)	
	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.	Mittelwert	Std.- Abw.
GFGM0	<u>0,219</u>	0,097	0,076	0,065	0,079	0,078	-0,027	0,029
GFHM0	0,178	0,062	0,070	0,042	<u>0,185</u>	0,093	-0,003	0,016
HFGM0	0,184	0,113	0,069	0,041	0,033	0,033	-0,003	0,023
HFHM0	0,132	0,026	<u>0,098</u>	0,043	0,133	0,029	0,035	0,023
GFGM1	<u>0,162</u>	0,081	0,032	0,028	0,135	0,108	0,007	0,024
GFHM1	<u>0,133</u>	0,055	0,078	0,054	0,183	0,111	-0,001	0,021
HFGM1	<u>0,035</u>	0,020	0,000	0,007	0,158	0,115	-0,010	0,014
HFHM1	0,236	0,040	0,045	0,010	0,232	0,036	-0,008	0,010
GFGM2	0,258	0,200	0,032	0,075	0,095	0,091	0,227	0,383
GFHM2	0,146	0,098	0,019	0,023	<u>0,182</u>	0,088	-0,004	0,032
HFGM2	<u>0,140</u>	0,059	0,050	0,037	0,161	0,161	-0,008	0,023
HFHM2	0,173	0,034	<u>0,011</u>	0,005	0,156	0,049	0,081	0,048
GFGM3	<u>0,160</u>	0,076	0,005	0,013	0,059	0,098	-0,005	0,022
GFHM3	0,123	0,074	0,026	0,030	0,079	0,105	0,002	0,013
HFGM3	<u>0,198</u>	0,105	0,014	0,032	0,286	0,259	-0,002	0,043
HFHM3	0,131	0,033	0,009	0,010	<u>0,194</u>	0,077	0,002	0,012
Total	0,167	0,014	0,046	0,011	0,166	0,018	<u>0,027</u>	0,013

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Bei (HFHM2) sinkt der Effekt dagegen signifikant von 0,233 auf 0,156% und ist damit auch niedriger als im Standardmodell mit 0,198%. Für (GFGM2) wiederum steigt der Effekt von 0,156 auf 0,182% signifikant und ist damit auch höher als im Standardmo-

dell. Unverändert aber ebenfalls höher als im Vergleich zum Standardmodell ist der Arbeitszeiteffekt von (HFHM1) mit 0,232%. Was den Kreuzzeiteffekt des Mannes betrifft, so ist erwähnenswert, dass dieser nun signifikant positiv wird, bei 0,027%.

Bei Single-Frauen ergibt sich nun die folgende Situation, dass die Spezifikation des *random parameters logit*-Modells ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit nicht beibehalten werden konnte (siehe Tabelle 32). Deswegen zeigen sich bei der Freizeitinteraktion mit dem Dummy für ein Kind bis sechs Jahre im Haushalt signifikante Standardabweichungen.

Tabelle 32: *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit Single-Frauen

	Mittelwert coef	se	Std.-Abw. Coef se	
Monatl. Nettohaushaltseinkommen (Log)	1,573	3,247		
NettohhEK X Freizeit der Frau	-0,774	0,669		
Freizeit der Frau	101,205***	22,388		
Freizeit der Frau X Geringqualifikation	2,525*	1,522		
Mon. Nettohaushaltseinkommen quadriert	0,197***	0,073		
Freizeit der Frau X Nationalität	1,476**	0,745		
Freizeit der Frau quadriert	-11,462***	2,683		
Freizeit der Frau quadriert X Alter	-0,019	0,062		
Freizeit der Frau X Alter	-0,303	0,491		
Freizeit der Frau X Alter quadriert	0,007***	0,002		
Freizeit der Frau X Hochbildung	1,087	1,455		
Freizeit der Frau X Kind 7-16 Jahre	1,558***	0,300		
Freizeit der Frau X Kind >=17 Jahre	0,619*	0,344		
Freizeit der Frau X Erwerbsminderung.	1,020	1,537		
Freizeit der Frau X Ost	-0,529	0,466		
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit Frau	0,885**	0,384		
Dummy für Teilzeiterwerbstätigkeit Frau	-0,971***	0,300		
Freizeit der Frau X Kind bis 6 Jahre	5,466***	0,844	2,901*	1,557
Anzahl von Beobachtungen	3.890			
Log-Likelihood	-925,27			
Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004				
Notiz: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Tabelle 33 enthält die Angebotselastizitäten zu dieser Spezifikation. Es zeigt sich nun ein sehr deutlicher Rückgang der Effekte. Insgesamt lag der Partizipationseffekt bei Frauen vorher bei 0,43 Prozentpunkten, nun liegt er in etwa nur noch bei einem Siebtel mit 0,059 Prozentpunkten. Der stärkste Einzeleffekt zeigt sich noch bei Geringqualifizierten mit einem Kind (G1) mit 0,119 Prozentpunkten. Aber auch hier ist der Effekt von 0,577 Prozentpunkten im Modell ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit nahezu auf ein Viertel geschrumpft.

Tabelle 33: Angebotselastizitäten von Single-Frauen im *random parameters logit* Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Singles	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
G0	0,206	0,183	0,107	0,070
H0	0,047	0,015	<u>0,082</u>	0,033
G1	<u>0,119</u>	0,063	0,074	0,062
H1	0,018	0,021	0,074	0,050
G2	0,108	0,109	0,128	0,164
H2	<u>0,096</u>	0,046	0,133	0,080
G3	0,020	0,026	0,018	0,051
H3	0,073	0,078	0,100	0,104
Total	0,059	0,014	0,083	0,025

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Signifikant-positiv sind die Effekte bei (H0) und H(2). Insignifikant werden jedoch die Effekte bei (H1) und (G0). Beim Arbeitszeiteffekt sieht es nicht viel anders aus, auch hier sinkt dieser insgesamt von 0,203 auf nun 0,084%. Dieser liegt damit auch deutlich

unter dem des Standardmodells mit 0,13%. Innerhalb der Teilgruppen konnte ohnehin nur bei (H0) ein signifikant-positiver Effekt im Standardmodell gefunden werden: Dieser ist nun ebenfalls mit 0,083 signifikant niedriger als im Standardmodell mit 0,146% oder 0,249% im *random parameters logit*-Modell ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit.

Auch bei gemischt-flexiblen Paaren konnte die bisherige Spezifikation des *random parameters logit*-Modells ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit nicht aufrechterhalten werden. Nach einer intensiven Spezifikationssuche blieb am Ende nur der Effekt des quadrierten Einkommens mit einer signifikanten Standardabweichung (siehe Tabelle 34). Dieser ist jedoch hochsignifikant. Auf Basis dieser Schätzung wurden nun wie bereits bei den anderen Haushaltstypen ein parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen durchgeführt, um somit die zu erwartenden Angebotselastizitäten sowie deren Konfidenzbereich bestimmen zu können.

Die Partizipationseffekte von Männern in gemischt-flexiblen Paaren liegen nun auf Basis dieser Spezifikation mit 0,053 Prozentpunkten signifikant unter den Effekten des Modells ohne die Modellierung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit mit 0,103 Prozentpunkten (siehe Tabelle 35). Damit liegen die Effekte auch signifikant unter denen des Standardmodells mit 0,061 Prozentpunkten. Innerhalb der Teilgruppen gab es ohnehin nur bei kinderlosen Hochqualifizierten (HM0) und bei gleicher Qualifikation mit einem Kind (HM1) signifikante Effekte im Standardmodell zu beobachten. Diese liegen nun sowohl im Vergleich zu dem *random parameters logit*-Modell ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit als auch im Vergleich zum Standardmodell signifikant niedriger.

Tabelle 34: *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit gemischt-flexible Paare

	coef	se
Monatl. Nettohaushaltseinkommen (Log)	-3,839	4,254
Freizeit	92,922***	24,238
Freizeit X Hochqualifikation X Frau	1,017	1,492
Freizeit falls HV Frau	2,712***	0,964
Freizeit quadriert	-9,546***	2,936
Freizeit X Freizeit des inflexiblen Partners	0,753**	0,313
Freizeit X Hochqualifikation X Mann	-0,944	1,564
Freizeit X Geringqualifikation X Mann	-1,035	1,695
Freizeit X Alter	-1,178**	0,508
Freizeit X Alter quadriert	0,009***	0,002
Freizeit quadriert X Alter	0,061	0,059
Freizeit X Geringqualifikation X Frau	2,225	1,595
Freizeit X Ost	0,161	0,945
Freizeit X Nationalität	-0,910	0,724
Freizeit X Ost X HV ist Frau	-3,270***	1,030
Freizeit X Kinder >17 Jahre	0,712**	0,278
Nettohaushaltseinkommen X Freizeit	-0,622	0,491
Freizeit X Kinder bis 6 Jahre	2,347***	0,801
Freizeit X Kinder 7-16 Jahre	1,214***	0,316
Freizeit X Erwerbsminderung	0,673	1,406
Dummy für Teilzeiterwerbstätigkeit der Frau	-0,487**	0,242
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit der Frau	0,537	0,350
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit der Frau	3,433***	0,373
Dummy für Erwerbstätigkeit falls Kind bis Jahre	-0,461	0,416
Dummy für Erwerbstätigkeit falls Kinder 7-16 Jahre	0,273	0,171
Mon. Nettohaushaltseinkommen quadriert	0,739***	0,224
/Standardabweichung	0,171***	0,049
Anzahl von Beobachtungen	4.610	
Log-Likelihood	-1.136,17	
Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004		
Notiz: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Tabelle 35: Angebotselastizitäten von gemischt-flexiblen Paaren im *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn des Mannes um 1% erhöht wird

Paare, gemischt-flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GM0	<u>0,336</u>	0,173	0,027	0,039
GF0	0,000	0,003	0,000	0,000
HM0	0,276	0,085	0,098	0,059
HF0	0,000	0,002	0,000	0,003
GM1	0,000	0,000	0,033	0,053
GF1	0,000	0,000	0,000	0,002
HM1	0,244	0,081	0,440	0,166
HF1	0,000	0,001	0,000	0,002
GM2	0,682	0,460	0,023	0,039
GF2	0,000	0,000	0,000	0,000
HM2	<u>0,024</u>	0,013	<u>0,026</u>	0,014
HF2	0,000	0,000	0,000	0,000
HM3	0,000	0,000	0,014	0,017
HF3	-0,001	0,006	-0,001	0,009
Total	0,053	0,011	0,039	0,012

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Auch bei den Frauen in gemischt-flexiblen Paaren sinkt der Partizipationseffekt deutlich im Vergleich zum *random parameters logit*-Modell ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit von 0,21 auf 0,153 Prozentpunkte. Damit liegt der Effekt aber immer noch signifikant höher als im Standardmodell mit 0,136 Prozentpunkten. Unter Berücksichtigung heterogener Präferenzen wird die extensive Arbeitsangebotselastizität also insgesamt bei

den flexiblen Frauen in gemischt-flexiblen Paarhaushalten etwas elastischer (siehe Tabelle 36).

Tabelle 36: Angebotselastizitäten von gemischt-flexiblen Paaren im *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit wenn der Bruttolohn der Frau um 1% erhöht wird

Paare, gemischt-flexibel	Partizipationseffekt (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GM0	0,000	0,000	0,000	0,000
GF0	<u>0,235</u>	0,094	<u>0,153</u>	0,089
HM0	0,000	0,001	0,000	0,000
HF0	0,263	0,043	0,180	0,041
GM1	0,000	0,000	0,000	0,000
GF1	<u>0,270</u>	0,124	0,410	0,439
HM1	0,000	0,000	0,000	0,001
HF1	0,125	0,035	<u>0,258</u>	0,144
GM2	0,000	0,000	0,000	0,000
GF2	<u>0,357</u>	0,199	0,115	0,256
HM2	0,000	0,000	0,000	0,000
HF2	<u>0,147</u>	0,061	<u>0,383</u>	0,201
HM3	0,000	0,000	0,000	0,000
HF3	0,202	0,077	0,193	0,143
Total	0,153	0,018	0,166	0,036

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- / H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Innerhalb der Teilgruppen ist gilt dies auch für (HF0, HF2 und HF3). Lediglich bei hochqualifizierten Frauen mit einem Kind liegt der Effekt im Vergleich zu beiden Modellen signifikant niedriger.

Auch der Arbeitszeiteffekt liegt insgesamt zwar signifikant niedriger als im *random parameters logit*-Modell ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit bei 0,166 im Vergleich zu 0,20%. Jedoch liegt auch hier der Effekt insgesamt höher als im Standardmodell mit 0,134%. Innerhalb der Teilgruppen waren im Standardmodell nur bei kinderlosen Hochqualifizierten (HF0) die Effekte signifikant (positiv) bei 0,146%. Nun liegen diese ebenfalls signifikant höher bei 0,18%, aber auch signifikant niedriger als im Modell ohne unfreiwillige Arbeitslosigkeit. Damit scheinen nun Frauen in gemischt-flexiblen Paaren auch auf der intensiven Arbeitsangebotsseite elastischer als im Standardmodell angenommen.

3.3.6 Fazit

Das *random parameters logit*-Modell ist eine sinnvolle und mächtige Erweiterung des Standard *conditional logit*-Modells. Dieser Ansatz leidet in der Regel unter der *independence of irrelevant alternatives*-Annahme. In dieser durch die Modellstruktur vorgegebenen Annahme sinken bei einer Verbesserung einer bestimmten Kategorie die Wahrscheinlichkeiten aller anderen Kategorien proportional. Diese Eigenschaft scheint jedoch gerade im Bereich von Arbeitszeitkategorien als Alternativen nachteilig. So würde dies bedeuten, dass im Falle einer Erhöhung der Grundsicherung die Wahrscheinlichkeit, Teilzeit, Vollzeit oder Überstunden zu arbeiten, in gleichem Maße abnähme. Dabei ist jedoch davon auszugehen, dass der Rückgang im Teilzeitbereich überproportional im Vergleich zur Vollbeschäftigung sein dürfte.

Das *random parameters logit*-Modell löst diese Problematik, indem für die jeweiligen Parameter Verteilungen angenommen werden und diese somit über die Stichprobe variieren können. Dadurch ändern sich die Wahrscheinlichkeiten der restlichen Kategorien nicht mehr proportional, falls sich die Eigenschaften einer bestimmten Kategorie ändern. Das Modell ist auch äußerst flexibel, da sowohl unterschiedliche Verteilungen der Parameter angenommen als auch Korrelationsbeziehungen zwischen den Parametern modelliert werden können. Eine Spezifikationssuche für das *random parameters logit*-Modell zeigte, dass eine Vielzahl von Parametern über die Stichprobe variiert und somit

auch im Umkehrschluss die IIA-Annahme verworfen werden muss. Für die Spezifikationsuche wurde immer eine Normalverteilung der Parameter unterstellt, wobei 50 Störterme daraus gezogen wurden. Im eigentlichen Sinne wurden somit keine Verteilungen gemischt. Es zeigte sich, dass, wenn mehrere Parameter separat mit signifikanter Variation identifiziert wurden, eine gemeinsame Schätzung dieser Modellspezifikation mit 500 Störtermen rechentechnisch zu aufwendig wurde und teilweise, wie im Falle von Paarhaushalten, keine Konvergenz der Schätzung erzielt werden konnte und daher nur 100 Störterme verwendet wurden. Die Ergebnisse haben jedoch gezeigt, dass es signifikante Unterschiede machen kann, wenn Parameterheterogenität zugelassen wird (siehe Tabelle 37).

Die Ergebnisse zeigen, dass durch den Einsatz des *random parameters logit*-Modells die Angebotselastizitäten deutlich ansteigen. Dieser Anstieg wird durch die Berücksichtigung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit abgedämpft. Bei Single-Frauen sinkt die Angebotselastizität auch wieder deutlich unter die des Standardmodells, liegt aber dafür etwas höher als beim Standardmodell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit. Bei Paar-Männern in flexiblen Haushalten liegt die Angebotselastizität danach allerdings höher als im Vergleich zum Standardmodell, bei den Paar-Frauen dagegen liegt diese wieder in der Höhe des Standardmodells. Auch der Kreuzelastizität der Arbeitszeit steigt für Frauen signifikant an. Bei Paar-Frauen in gemischt-flexiblen Haushalten steigt die Angebotselastizität der Partizipation und der Arbeitszeit auch im Vergleich zum Standardmodell signifikant an, während die Partizipationselastizität hier nun bei den Männern unter und die Arbeitszeitelastizität wieder auf dem Niveau des Standardmodells liegt.

Es lässt sich also festhalten, dass durch diese Modellierung signifikant unterschiedliche Angebotselastizitäten resultieren. Dies hat zur Konsequenz, dass es dadurch auch zu unterschiedlichen Effekten und Beurteilungen von Reformen kommen kann. Dieser Vermutung auf den Grund zu gehen, wird Gegenstand der nächsten Kapitel sein, in denen verschiedene Reformen mit den jeweiligen Arbeitsangebotsmodellen analysiert und verglichen werden sollen.

Tabelle 37: Vergleich der aggregierten Angebotselastizitäten für Paare und Singles

	Standardmodell	Standardmodell unfreiwillige Arbeitslosigkeit	RPL	RPL unfreiwillige Arbeitslosigkeit
Paar-Männer				
Partizipationseffekt (in %-P)	0,173	0,125	0,247	0,184
Kreuzeffekt (Paar-Frau)	-0,001	-0,019	-0,007	-0,029
Arbeitszeiteffekt (in %)	0,088	0,088	0,119	0,134
Kreuzeffekt (Paar-Frau)	-0,131	-0,133	-0,193	-0,195
Paar-Frauen				
Partizipationseffekt (in %-P)	0,164	0,137	0,198	0,167
Kreuzeffekt (Paar-Männer)	<u>0,028</u>	<u>0,023</u>	0,058	0,046
Arbeitszeiteffekt (in %)	0,163	0,147	0,188	0,166
Kreuzeffekt (Paar-Mann)	-0,014	-0,003	0,004	<u>0,027</u>
Single-Männer				
Partizipationseffekt (in %-P)	0,182	0,047		
Arbeitszeiteffekt (in %)	0,053	0,028		
Single-Frauen				
Partizipationseffekt (in %-P)	0,202	0,059	0,430	0,066
Arbeitszeiteffekt (in %)	0,13	<u>0,082</u>	0,203	0,084
Paar-Männer (gemischt-flexible Paare)				
Partizipationseffekt (in %-P)	0,061	0,04	0,105	0,053
Arbeitszeiteffekt (in %)	<u>0,034</u>	0,03	0,053	0,039
Paar-Frauen (gemischt-flexible Paare)				
Partizipationseffekt (in %-P)	0,136	0,111	0,210	0,153
Arbeitszeiteffekt (in %)	0,134	0,118	0,200	0,166

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz:

Fett $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

Partizipationseffekt basiert auf Personenäquivalenten / Arbeitszeiteffekt auf der Veränderung der durchschnittlichen Arbeitszeit

%-P: Prozentpunkte

RPL: *random parameters logit*

Trotz dieser ersten hoffnungsvollen Ergebnisse zeigen sich nach wie vor existierende physikalische Grenzen der Analyse. Dieser Umstand birgt jedoch die Hoffnung, dass mit steigender Rechenleistung und effizienteren Optimierungsalgorithmen in absehbarer Zukunft sowohl eine aufwendigere Spezifikationssuche als auch Ergebnisse dieses Suchprozesses aufgezeigt werden können. Dabei ist jedoch auch zu berücksichtigen, dass die *standard halton* -Sequenzen ab höheren Dimensionen negativ korreliert sind

(siehe hierzu insbesondere *Staus 2008*). Bereits ab den Dimensionen 6 und 7 sollten die Standard Halton Sequenzen nicht mehr verwendet werden, wobei dies jedoch auch von der zugrunde liegenden Basisprimzahl abhängt. Es gilt, dass die negative Korrelation mit steigender Dimension und der Größe der Primzahl deutlicher wird. Es bieten sich als Alternativen *shuffled halton*-Sequenzen, *scrambled-halton*-Sequenzen oder das *latin-hyper-cube*-Sampling an. Eine Analyse dieser Zufallsgeneratoren war nicht Gegenstand dieser Arbeit. Es gibt jedoch viele Möglichkeiten, in noch unergründete und unendliche Weiten vorzudringen. Es scheint allerdings auch ratsam, abzuwägen, ob sich diese Ergebnisse dann überhaupt noch ökonomisch interpretieren und begründen lassen – also kurzum, ob dieser Aufwand im Sinne von (*Haan 2006*) wirklich notwendig und sinnvoll ist.

4 Arbeitsangebotseffekte, Verteilungswirkungen und Wohlfahrtseffekte der Hartz-IV-Reform

4.1 Einleitung

Die so genannte Hartz-IV-Reform führte zu einer der am weitesten reichenden Reformen der sozialen Sicherung in Deutschland. Im Vorfeld kam es zu zahlreichen Demonstrationen gegen die geplanten Änderungen. Neben den viel beachteten Kürzungen führt diese Reform – genauer die Einführung des Leistungen für Arbeitsuchende nach SGB II – aber auch zu weit weniger beachteten Ausweitungen von Transfers, denn neben ehemaligen Empfängern von Sozialhilfe erhalten auch zahlreiche Neufälle eine Unterstützung. Im Ergebnis zeigte die Entwicklung der öffentlichen Transfers nach Einführung der Hartz-IV-Reform im Jahr 2006 sogar steil nach oben. Offensichtlich gab und gibt es durch diese Reform nicht nur Verlierer, sondern auch Gewinner.

Daher soll die vorgelegte Studie die Arbeitsangebots-, Verteilungs- und Wohlfahrtswirkungen dieser Reform in einer Ex-ante-Analyse bestimmen. Es handelt sich um eine Ex-ante-Analyse, weil die Effekte mit mikroökonomischen Befragungsdaten ermittelt werden, die vor der Einführung der Reform erhoben wurden. In dieser Arbeit sollen nicht nur die „statischen Verteilungseffekte“, sondern auch die „dynamischen“ Effekte, die sich durch Veränderungen der Arbeitszeit ergeben, quantifiziert werden. Wenn durch großzügigere Hinzuverdienstregelung, aber auch durch ein niedrigeres TransfERNiveau das Arbeitsangebot zunimmt, können die Arbeitseinkommen gegenüber der Situation vor der Reform zunehmen. Dadurch kann es zu einer Abschwächung oder einer Verstärkung der Verteilungswirkungen kommen. Hierbei ist jedoch zu berücksichtigen, dass es sich ausschließlich um die isolierten Effekte der Hartz-IV- Reform handelt. Steueränderungen, die ebenfalls mit der Reform in Kraft getreten sind, sowie etwaige konjunkturelle Wirkungen werden nicht berücksichtigt oder können nicht berücksichtigt werden. Die zu erwartenden Ergebnisse beschränken sich also auf den reinen Effekt der Hartz-IV-Reform, der von der Zusammenlegung der Sozial- und Arbeitslosenhilfe, der Anpassung

der Regelsätze für Erwachsene und Kinder, neuen Hinzuverdienstregeln und einer moderateren Vermögensanrechnung ausgeht.³⁸

Bisherige Literatur

Zu den Verteilungswirkungen des ALG II existieren bereits mehrere Vorarbeiten von (*Schulte 2004*), (*Blos/Schulte 2005*) und (*Becker/Hauser 2006*). Die Studie von (*Becker/Hauser 2006*) im Auftrag der Friedrich-Ebert-Stiftung betrachtet zwar ebenfalls Verteilungswirkungen der Hartz-IV-Reform, doch beschränkt sie sich auf die Verteilungswirkungen innerhalb der Gruppe der ehemaligen Bezieher von Arbeitslosenhilfe. Es ist daher nicht verwunderlich, dass eine solche Betrachtung zur Diagnose einer größeren Ungleichheit und Armut führt. Diese Studie leistet eine umfassendere Analyse, indem auch ehemalige Sozialhilfeempfänger sowie Bedarfsgemeinschaften, die vor der Reform keine der Transfers bezogen haben, in die Analyse einbezogen werden, dafür beschränken sich (ebd.) ferner auf eine rein buchhalterische Betrachtung der Verteilungseffekte.

Im Unterschied zu den bestehenden Studien werden in der vorliegenden Untersuchung auch die Angebotseffekte berücksichtigt.³⁹ Hierbei werden die strukturellen Daten vor Einführung der Hartz-IV-Reform verwendet. Die empirischen Analysen in dieser Studie beruhen auf den Daten des SOEP der Wellen 2004 und 2005. Diese Studie geht auch über die von (*Clauss/Schnabel 2008*) hinaus, die bereits eine solche umfassende Analyse beinhaltet, indem methodische Erweiterungen des Arbeitsangebotsmodells, die in Abschnitt 3.2 und Abschnitt 3.3 beschrieben sind, berücksichtigt werden und die Analy-

³⁸ Die Abschnitte 4.1 bis einschließlich 4.5 basieren größtenteils auf (*Arntz et al. 2007*)

³⁹ Die Berechnungen in (*Becker/Hauser 2006*) stützen sich noch auf das SOEP 2003.

se um eine Betrachtung der Wohlfahrtseffekte erweitert wird. Durch eine Implementierung von Bootstrap und Kalibrierung sollen zudem Aussagen über die Signifikanz der zu erwartenden Arbeitsangebotswirkungen möglich sein.

Gang der Untersuchung

Die zugrunde liegende Studie ist wie folgt gegliedert: Abschnitt 4.2 beschreibt zunächst die wesentlichen Regelungen vor und nach der Hartz-IV-Reform sowie in den Abschnitten 4.3 und 4.4 deren Umsetzung im ZEW-Mikrosimulationsmodell STSM mit den Daten des SOEP. Abschnitt 4.5 beinhaltet die wesentlichen Ergebnisse der mikroökonomischen Arbeitsangebotsschätzung, der Verteilungs- und Wohlfahrtsanalyse. Die Studie endet mit einem kurzen Fazit und möglichen Schlussfolgerungen. Im umfangreichen Anhang sind die Ergebnisse für zahlreiche Analysevarianten enthalten.

4.2 Überblick zu Arbeitslosenhilfe – Sozialhilfe – Arbeitslosengeld II

Ziel des Vierten Gesetzes zur Modernisierung am Arbeitsmarkt („Hartz IV“) ist die Reaktivierung der Langzeitarbeitslosen unter dem Motto des Forderns und Förderns. Nach wie vor gilt ein Anspruch auf Arbeitslosengeld (jetzt „ALG I“), wenn innerhalb der vergangenen drei (zwei)⁴⁰ Erwerbsjahre, mindestens zwölf Monate Beiträge zur Sozialversicherung geleistet wurden, man sich bei der Bundesagentur für Arbeit (BA) als arbeitsuchend gemeldet und das 65. Lebensjahr noch nicht vollendet hat. Die weitere Ausgestaltung des Gesetzes vollzog sich in der Zusammenlegung von Arbeitslosen- und Sozialhilfe zur Grundsicherung für Arbeitsuchende: dem Arbeitslosengeld II („ALG

⁴⁰ Seit 1. Februar 2006 gilt eine neue Rahmenfrist von zwei Jahren.

II“). Im Folgenden werden nun die zentralen institutionellen Unterschiede der Sicherungsleistungen hervorgehoben.⁴¹

Arbeitslosenhilfe

Die Arbeitslosenhilfe (ALH) wurde von vielen Hilfeempfängern als eingeschränkte Lebensstandardsicherung angesehen.⁴² So wurde diese im Anschluss an das Arbeitslosengeld gezahlt, falls hier der Anspruch entfallen war (sog. Anschlussarbeitslosenhilfe). Die Höhe der Leistung auf Arbeitslosenhilfe orientierte sich dabei an dem zuletzt erzielten Nettoeinkommen. So erhielten Leistungsberechtigte 53% ihres letzten Nettoarbeitsentgelts. Der Leistungssatz erhöhte sich entsprechend auf 57%, falls unterhaltsberechtigten Kinder im Haushalt lebten. Ebenso war ein Arbeitslosenhilfeempfänger bei der gesetzlichen Kranken-, Pflege- und der Rentenversicherung pflichtversichert, bei der gesetzlichen Rentenversicherung jedoch nur auf der Basis des Mindestbeitrags. Neben dem Kindergeld blieben auch viele weitere Transferleistungen wie das Wohngeld, Erziehungsgeld, Unfallrenten oder Pflegegeld anrechnungsfrei. Zusätzlich konnte die Arbeitslosenhilfe um Erwerbseinkommen erhöht werden. Dabei wurde ein Mindestfreibetrag von 20% des Hinzuverdienstes, mindestens jedoch 165 Euro, gewährt. Jeder Euro, welcher den Mindestfreibetrag überstieg, wurde voll angerechnet. Im Falle einer Überschreitung der wöchentlichen Arbeitszeit von 15 Stunden entfiel der Anspruch auf Arbeitslosenhilfe komplett. Beim Partnereinkommen wurde ein Freibetrag in Höhe der hypothetischen Arbeitslosenhilfe gewährt. Dabei galt ein Mindestfreibetrag in Höhe von 80% des steuerrechtlichen Existenzminimums eines Alleinstehenden (2004: 510,93 Euro im Monat). Ebenso wurde bei der Gewährung der Arbeitslosenhilfe das Vermögen

⁴¹ Basierend auf (Bäcker/Koch 2004), URL: http://www.sozialpolitik-aktuell.de/tl_files/sozialpolitik-aktuell/_gesetze_und_neuregelungen/ALGIIsohiAlhi.pdf.

⁴² Gesetzlich war die Arbeitslosenhilfe in den Paragraphen §§ 190 – 197 SGB III geregelt.

des Leistungsberechtigten und dessen Partners berücksichtigt. Es galten Freibeträge in Höhe von 200 Euro je vollendetem Lebensjahr, mindestens 4.100 Euro und maximal 13.000 Euro, das so genannte Schonvermögen. Vermögen, das im Rahmen einer „Ries-ter“-Altersvorsorge angespart wurde, blieb unberücksichtigt. Gleiches galt für eine angemessene, selbstgenutzte Eigentumswohnung, sowie ein angemessenes nicht verwertbares Kraftfahrzeug. Das Einkommen sowie das Vermögen von erwachsenen Kindern oder von Eltern bei anspruchsberechtigten Kindern wurden nicht bei der Leistungsbeurteilung berücksichtigt. Den Arbeitslosehilfeempfängern standen alle Leistungen und Maßnahmen der Arbeitsförderung nach dem Dritten Sozialgesetzbuch (SGB III) zu. Teilweise bestand auch ein Rechtsanspruch auf Leistungen der Arbeitsförderung, so z.B. bei den besonderen Leistungen zur Teilhabe an der Arbeitsförderung bei behinderten Menschen.

Sozialhilfe

Bei der „alten“ Sozialhilfe nach dem BSHG handelte es sich um eine Fürsorgeleistung, die auf die Bedürftigkeit eines Haushalts (Bedarfgemeinschaft) abzielte. Es galt das Subsidiaritätsprinzip. Dies bedeutet, dass die Sozialhilfe dann geleistet wurde, wenn keine Möglichkeit bestand, den Lebensunterhalt aus eigener Kraft zu bestreiten, oder auch sonst keine anderen Mittel zur Verfügung standen oder Anstrengungen möglich waren, dieses Ziel zu erreichen. So wurde beispielsweise das Kindergeld dem Bedarf angerechnet, anrechnungsfrei blieben dagegen das Erziehungsgeld und Pflegegeld. Unter diesen Voraussetzungen bestand jedoch ein klagbarer Rechtsanspruch. Sozialhilfe konnte neben einer Geldleistung oder einer Sachleistung auch persönliche Hilfe durch Beratung sein. Die Sozialhilfe erfolgte in Form der Hilfe zum Lebensunterhalt (HLU) als laufende oder einmalige Leistung und der Hilfe in besonderen Lebenslagen (HBL). Die Höhe der monatlichen Regelsätze der Hilfe zum Lebensunterhalt betrug durchschnittlich 296 Euro für Westdeutschland bzw. 283 Euro für Ostdeutschland. Dazu kamen Mehraufwandszuschläge bei bestimmten Lebenssituationen, so z.B. bei Alleiner-

ziehenden oder Behinderten. Für Kinder der Bedarfsgemeinschaft wurden bedarfsge-
wichtete Regelsätze ermittelt. So gab es für Kinder bis unter sieben Jahre 50% der Re-
gelleistung (bei Alleinerziehenden 55%), bei Kindern von sieben bis unter 14 Jahren
wurden 65% der der Regelleistung bezahlt und für Kindern ab 14 bis unter 18 Jahren
entsprechend 90% der Regelleistung. Bei (Ehe-)Partnern wurden 80% der Regelleistung
gewährt. Nur in Ausnahmefällen wurden auch die Rentenversicherungsbeiträge der So-
zialhilfeempfänger übernommen. Es konnte Erwerbseinkommen hinzuverdient werden.
Oberhalb des Freibetrags von 50% der Regelleistung, also 148 Euro für West und
141,50 Euro für Ost, wurde jeder hinzuverdiente Euro voll angerechnet. Gleiches galt
für die Anrechnung des Partnereinkommens. Für vorhandenes Vermögen gab es einen
Grundfreibetrag von 1279 Euro für jeden Hilfebedürftigen, 614 Euro für dessen (Ehe-
)Partner (Schonvermögen) und 256 Euro pro Kind. Angemessenes Wohneigentum bzw.
ein angemessenes Kraftfahrzeug blieben ebenfalls von der Anrechnung verschont. Sozi-
alhilfeempfänger hatten Zugang zu den Maßnahmen der „Hilfe zur Arbeit“ (Arbeitsge-
legenheiten). Im Falle der Ablehnung einer zumutbaren Arbeit oder einer Arbeitsgele-
genheit drohte die Kürzung der Hilfe um 25% des maßgebenden Regelsatzes in einem
ersten Schritt bis zum völligen Verlust der Regelleistung.

Arbeitslosengeld II

Mit dem Inkrafttreten des Vierten Gesetzes für moderne Dienstleistungen am Arbeits-
markt (Hartz IV) zum 1. Januar 2005, wurde ALG II als „neue“ Grundsicherung für
Arbeitsuchende begründet. Vorausgegangen war eine faktische Auflösung der Arbeitslo-
senhilfe durch eine Zusammenlegung mit der Sozialhilfe für „erwerbsfähige“ Bezieh-
er. Als „erwerbsfähig“ gilt laut Gesetz derjenige, der in der Lage ist, mindestens drei Stun-
den täglich einer Erwerbstätigkeit nachzukommen.

Leistungsberechtigt sind demnach alle Personen, die das 15. Lebensjahr vollendet ha-
ben, erwerbsfähig und hilfsbedürftig im Sinne des Gesetzes sind und ihren gewöhnli-

chen Aufenthalt in Deutschland haben. Des Weiteren können Personen Leistungen empfangen, die mit dem erwerbsfähigen Hilfebedürftigen in einer Bedarfsgemeinschaft leben. Dies können Partner, Eltern oder Kinder sein. Bei einem Anspruch erhält der erwerbsfähige Hilfebedürftige ALG II in Form von Leistungen zur Sicherung des Lebensunterhalts und für die Kosten der Unterkunft und Heizung sowie während der Übergangszeit vom ALG I zu ALG II einen auf zwei Jahre befristeten Zuschlag auf das ALG II nach Ablauf der Bezugsdauer des ALG I. Zusätzlich können Arbeitsuchende und deren Angehörige so genannte Mehrbedarfe erhalten, um die zusätzlichen Aufwendungen abzudecken, die aufgrund bestimmter Lebenssituationen entstehen können (Schwangerschaft, Alleinerziehend, Schwerbehinderung). Für ALG-II-Empfänger werden außerdem die Beiträge zur gesetzlichen Renten- und Krankenversicherung übernommen. Seit Oktober 2005 gelten neue Anrechnungsregeln beim Hinzuverdienst für ALG II. Was die Einkommens und Vermögensanrechnung betrifft, so wurden die Freibeträge der Arbeitslosenhilfe übernommen. Ebenso bleiben eine angemessene Eigentumswohnung und ein angemessenes Kraftfahrzeug von der Anrechnung verschont.

Dem Leistungsempfänger stehen ebenfalls alle Leistungen und Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktförderung nach dem SGB III – ohne Rechtsanspruch – auch Maßnahmen der „Hilfe zur Arbeit“ zur Verfügung. Falls eine angebotene und zumutbare Arbeit abgelehnt wird, werden Sanktionen in Form einer Leistungskürzung verhängt. In mehreren Schritten werden 30% der Regelleistung, bis zu einer völligen Streichung der Regelleistung, gekürzt.

4.3 Umsetzungen der Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe im STSM

Die Arbeitslosenhilfe wurde dann gewährt, wenn innerhalb einer Vorfrist (ein Jahr vor Antragsstellung) mindestens ein Tag Arbeitslosengeld bezogen wurde, ansonsten wurde auf die Sozialhilfe verwiesen. Daher wird zur Feststellung des Anspruchs auf Arbeitslosenhilfe geprüft, ob die Person innerhalb des letzten Jahres mindestens einen Monat arbeitslos gemeldet war. Ebenso wird davon ausgegangen, dass die Person Arbeitslosenhilfe empfängt, wenn dies zum Zeitpunkt des Befragungsmonats der Fall war. Liegen die Voraussetzungen vor und sind keine Kinder im Sinne des Gesetzes vorhanden, so ergibt sich die Arbeitslosenhilfe aus dem letzten Nettoeinkommen multipliziert mit dem einfachen Satz von 0,53. Falls Kinder im Haushalt leben, wird mit 0,57 multipliziert. Der Anspruch auf Arbeitslosenhilfe entfällt innerhalb des Modells, wenn angegeben wird, dass mehr als 15 Wochenstunden gearbeitet wird. Die Hinzuverdienstregelung wurde stringent umgesetzt: So wird ein Mindestfreibetrag von 20% des Nettoerwerbseinkommens gewährt, mindestens aber 165 Euro. Die Bedürftigkeitsprüfung erfolgt so weit, dass vom anzurechnenden Einkommen die Unterhaltssätze abgezogen, jedoch das Einkommen des Partners zugerechnet wird. Die Bedürftigkeit entfällt, falls angegeben wurde, dass Einkommen aus Vermietung und Verpachtung realisiert wurden. Die jährlichen Zins- und Dividendeneinnahmen werden durch einen vorgegebenen Zinssatz geteilt, um somit auf das vorhandene Vermögen zu schließen. Die Bedürftigkeit entfällt in diesem Falle, wenn das hierdurch ermittelte Vermögen das Schonvermögen überschreitet.

Die Sozialhilfe wird zunächst für alle Haushalte generiert, wobei die Regelsätze der jeweiligen Bundesländer zugewiesen werden. Je nach Haushalt werden die bedarfsgerichteten Anteile für Kinder und Partner sowie die Mehrbedarfe hinzugerechnet. Aufgrund der Datensituation ist nur die Berechnung der Mehrbedarfe für Alleinerziehende und Behinderte möglich. Die Bedürftigkeitsprüfung erfolgt zunächst für sonstiges dem Haushalt zufließendes Transfereinkommen und danach für das hinzuverdiene Erwerbseinkommen. In beiden Fällen wird die Bedürftigkeit verneint, falls das jeweilige Einkommen den Bedarf des Haushalts übersteigt. Die Vermögensüberprüfung folgt analog

der Arbeitslosenhilfe. Auch hier wird die Bedürftigkeit versagt, wenn Mieteinnahmen vorliegen. Analog der Arbeitslosenhilfe wird auch in der Sozialhilfe das vorhandene Vermögen geschätzt und dem Schonvermögen gegenübergestellt.

4.4 Umsetzung der SGB-II-Regelungen im STSM

Die folgenden Abschnitte beschreiben nun, wie die SGB-II-Reform im STSM umgesetzt wurde.⁴³ Da das STSM als Datengrundlage das SOEP verwendet, ist die Umsetzung wesentlich von der Qualität und der Verfügbarkeit des Datenmaterials abhängig. Bestimmte Rechtsbegriffe innerhalb des SGB II können mit dem Datenmaterial nicht umgesetzt werden. Man hilft sich dadurch, dass fehlende Angaben durch vorhandene Informationen stellvertretend ersetzt werden.

4.4.1 Berechtigte

Das SGB II regelt, wer einen Anspruch auf Grundsicherungsleistungen erwirken kann (§ 7 SGB II Abs.1). Dazu gehören alle erwerbsfähigen und hilfebedürftigen Personen von 15 bis 64 Jahren, welche ihren gewöhnlichen Aufenthalt in Deutschland haben. Daneben erhalten Personen Leistungen, welche mit den so genannten erwerbsfähigen Hilfebedürftigen eine Bedarfsgemeinschaft bilden (§ 7 Abs. 2 SGB II). Zur Bedarfsgemeinschaft zählen neben dem erwerbsfähigen Hilfebedürftigen, der nicht dauernd getrennt lebende Ehe-/Lebenspartner sowie die dem Haushalt angehörenden minderjäh-

⁴³ Bezüglich der allgemeinen Umsetzung wurde auf den Gesetzestext des SGB II sowie auf den vom Arbeitslosenprojekt TuWas herausgegebenen Leitfaden zum Arbeitslosengeld II zurückgegriffen.

rigen unverheirateten Kinder. Ein minderjähriges unverheiratetes erwerbsfähiges Kind kann ebenfalls mit den nichterwerbsfähigen Eltern oder dem Elternteil eine Bedarfsgemeinschaft begründen. Erwerbsfähig im Sinne des Gesetzes ist, wer in der Lage ist, täglich mehr als drei Stunden zu arbeiten (§ 8 SGB II). Diese Schwelle zur vollen Erwerbsminderung entstammt der gesetzlichen Rentenversicherung (§ 43 Abs 2. Satz 2 SGB VI). Ebenso wird beschrieben, wer hilfebedürftig ist. Demnach gilt als hilfebedürftig, wer entweder seinen eigenen Lebensunterhalt nicht decken kann oder dieses zwar vermag, aber nicht imstande ist, durch Arbeitsaufnahme, verfügbares Einkommen oder Vermögen den Lebensunterhalt der gesamten Bedarfsgemeinschaft zu bestreiten (§ 9 SGB II).

Umsetzung mit den Daten des SOEP

Es werden all jene Personen im „erwerbsfähigen Alter“ als erwerbsfähig betrachtet, die einen Behinderungsgrad unter 50% aufweisen und nicht in einer Behindertenwerkstatt arbeiten. Die Hilfebedürftigkeit wird mittels des verfügbaren Einkommens und Vermögens überprüft. So wird zu Beginn der potentielle Bedarf jeder Bedarfsgemeinschaft ermittelt und dem vorhandenen Einkommen und Vermögen gegenübergestellt. Übersteigt das Einkommen oder das Vermögen unter Berücksichtigung der gesetzlichen Freibeträge den errechneten potentiellen Bedarf, so entfällt der Anspruch auf Leistungen nach dem SGB II.

Im Modell sind zwei Haushaltskonzepte abgebildet. Zum einen wird der gesamte Haushalt, d.h. auch volljährige Kinder, zum anderen nur die Kernfamilie aus Eltern und minderjährigen Kindern berücksichtigt, wobei Pflegekinder zu den Kindern gerechnet werden. Für die vorliegende Analyse wurde der gesamte Haushalt betrachtet, ebenso wurde ein Auszug aus einer Bedarfsgemeinschaft (z.B. im Falle eines erwachsenen Kindes) nicht modelliert.

4.4.2 Einkommens- und Vermögensanrechnung

Das Zweite Sozialgesetzbuch legt fest, welche Einkommen oder Vermögen bei der Anspruchsprüfung zu berücksichtigen sind (§ 11 und § 12 SGB II). Ebenfalls werden die möglichen abzusetzenden Beträge aufgeführt. So sind vom Einkommen beispielsweise die Steuern, die Sozialversicherungsbeiträge, die Altersvorsorgebeiträge sowie die Freibeträge bei Erwerbstätigkeit abzuziehen (§ 30 SGB II). Beim so genannten Schonvermögen gilt ein Grundfreibetrag in Höhe von 200 Euro je Lebensjahr des Hilfebedürftigen und seines Partners, mindestens aber 4.100 Euro und höchstens 13.000 Euro. Für die Altersvorsorge sind zusätzlich noch mal 200 Euro je Lebensjahr bei gleicher Höchstgrenze anrechnungsfrei. Bei Personen, die vor dem Jahr 1949 geboren wurden, erhöht sich dieser Grundfreibetrag auf 520 Euro je Lebensjahr mit einem Höchstbetrag von 33.800 Euro. Für jedes hilfebedürftige minderjährige Kind gibt es zusätzlich einen Vermögensfreibetrag in Höhe von je 4.100 Euro. Ebenso werden angemessener Hausrat, Kraftfahrzeug sowie ein selbstgenutztes Grundstück oder eine Eigentumswohnung von der Vermögensanrechnung ausgenommen. Für notwendige Anschaffungen werden jedem Hilfebedürftigen 750 Euro zugestanden.

Umsetzung mit den Daten des SOEP

Da das SOEP kaum quantitative Informationen zum Vermögen enthält – lediglich die Höhe der jährlichen Zins- und Dividendeneinnahmen ist angegeben –, ist die Vermögensprüfung sehr eingeschränkt.⁴⁴ Die Zins- und Dividendeneinnahmen werden durch den durchschnittlichen jährlichen Tagesgeldzinssatz (in Höhe von 3%) geteilt, um somit die Höhe des Vermögen zu bestimmen. Dieser Methode liegt die Annahme zugrunde, dass Vermögen jederzeit angelegt werden kann. Der hierdurch ermittelte Vermögenswert wird vom Schonvermögen abgezogen. Falls der Differenzbetrag negativ ist, also

⁴⁴In der SOEP-Welle aus dem Jahr 2007 wurden erstmals wieder seit 2002 Vermögensinformationen erfragt. Siehe hierzu (Schäfer/Schupp 2006) für das Jahr 2002 und (Frick/Grabka/Hauser 2010) für 2002 und 2007.

das vorhandene Vermögen die Vermögensfreibeträge übersteigt, so wird angenommen, dass der Anspruch erlischt. Eine weitere Anspruchsprüfung nach Aufzehrung des Vermögens wird nicht berücksichtigt, d.h., der Haushalt bleibt ohne Anspruch.

4.4.3 Leistungen zur Sicherung des Lebensunterhalts – Grundbedarf und Regelleistung

Die Regelleistungen zur Sicherung des Lebensunterhalts decken nicht nur die Grundbedürfnisse wie Ernährung, Kleidung und Körperpflege ab, sondern sollen auch soziale Bedürfnisse befriedigen und die Teilnahme am kulturellen Leben ermöglichen (§ 20 Abs. 1 SGB II). Der so genannte Eckregelsatz (Regelleistung) für eine Alleinstehende bzw. den Haushaltsvorstand wurde auf 345 Euro für die alten Bundesländer und 331 Euro für die neuen Bundesländer festgelegt. Zum 1. Juli 2006 wurde der Eckregelsatz der neuen Bundesländer auf das Niveau der alten Bundesländer angehoben. Für Ehepartner oder Lebenspartner sowie für minderjährige Kinder über 14 Jahren werden 80% des Regelsatzes angesetzt, für Kinder bis einschließlich 14 Jahren 60% des Eckregelsatzes. Mit der Hartz-IV-Reform wurde der Eckregelsatz um den durchschnittlichen besonderen Bedarf aufgestockt. In der neuen Rechtslage sollen nur noch in Ausnahmefällen besondere Bedarfe anerkannt werden.

Mehrbedarf

Neben den Regelleistungen gibt es, wie auch schon bei der Sozialhilfe, Leistungen für Mehrbedarfe beim Lebensunterhalt (§ 21 SGB II). Beispielsweise gibt es Mehrbedarfe für werdende Mütter in der Schwangerschaft (§ 21 Abs.2 SGB II), Alleinerziehende (§ 21 Abs. 3 SGB II), Behinderte (§ 21 Abs.4 SGB II) und bei kostenaufwändiger Ernährung aufgrund medizinischer Gründe (§ 21 Abs. 5 SGB II). Eine so genannte Kapfungsgrenze beschränkt die Summe der gezahlten Mehrbedarfe auf die Höhe der Regelleistung (§ 21 Abs. 6 SGB II).

Kosten der Unterkunft

Unter den Grundbedarf fallen auch die Leistungen für Unterkunft und Heizung (§ 22 SGB II). Nicht enthalten sind hierbei die Leistungen zur Warmwasseraufbereitung, denn diese sind in den Regelleistungen veranschlagt. Bei den Leistungen zur Unterkunft und Heizung werden die tatsächlichen Aufwendungen übernommen, sofern sie angemessen sind. Was angemessen ist, ist fallabhängig, jedoch existieren so genannte Richtwerte für angemessene Kaltmieten je Personenhaushalt und Richtwerte für angemessene Wohnungsgrößen je Personenhaushalt. Ebenso gilt ein Richtwert von 1 Euro je Quadratmeter für die Heizungskosten. Auch Eigentümer erhalten Kosten der Unterkunft. Diese entsprechen den Belastungen, die durch die Nutzung des Wohneigentums anfallen. Ebenso werden die Zinsaufwendungen übernommen, die durch ein Darlehen entstanden sind, nicht jedoch die Tilgungszahlungen.

Umsetzung im STSM mit den Daten des SOEP

Bisher ist noch die geltende Regelung implementiert, der zufolge für die Bundesländer unterschiedliche Regelsätze zugewiesen werden. Das SOEP enthält keine Informationen zu dem gezahlten Mehrbedarf bei der Sozialhilfe, so dass die Identifikation der Mehrbedarfe nur mittels Annahmen und gesetzlicher Hinweise unternommen werden kann. Im vorliegenden Modell wurden daher nur die Mehrbedarfe für Alleinerziehende und Behinderte berücksichtigt. Bei Alleinerziehenden gilt die gesetzliche Definition, dass sich keine weitere erwachsene Person im Haushalt aufhalten darf. Ein weiteres Indiz ist die Steuerklasse, so gilt die Steuerklasse II ausschließlich für Alleinerziehende, diese Information ist allerdings auch erst ab der SOEP Welle 2004 verfügbar. Es wird somit kontrolliert, ob nur eine erwachsene Person im Haushalt mit minderjährigen Kindern zusammenlebt. Bei der Zuweisung der Mehrbedarfe aufgrund einer Behinderung gemäß § 21 Abs. 4 SGB II bzw. § 30 Abs. 4 SGB XII wird davon ausgegangen, dass ein Mehrbedarf gewährt wird, falls der Empfänger erwerbsgemindert ist und einen Grad der Behinderung von mindestens 30% aufweist. Dieser Annahme liegt § 2 Abs. 3 SGB IX zugrunde, wonach behinderte Menschen schwerbehinderten Menschen gleichgestellt

werden sollen, falls sie einen Grad der Behinderung von wenigstens 30% und weniger als 50% aufweisen.

Im SOEP sind Informationen zur Höhe der monatlichen Miete und der Heizungskosten als auch zu den Betriebs-, Instandhaltungs- und Heizungskosten bei Eigentümern enthalten. Für die Analyse werden die tatsächlich angegebenen Mietaufwendungen inklusive der Nebenkosten angesetzt. Fehlende Werte bei den Heizungskosten werden mit Hilfe von Regressionsschätzungen imputiert. Die Kosten der Unterkunft werden bei der Ermittlung des Bedarfs auf die Höhe des dem jeweiligen Haushalt zustehenden tabellierten Wohngeldes und eines fünfprozentigen Aufschlags begrenzt. Die Informationen zur maximal zustehenden Wohnungsgröße sind vorhanden. Auf eine Simulation bei Überschreiten der zulässigen Wohnraumgrenzen wurde verzichtet, da die Unterkunftskosten ohnehin durch die Höhe des tabellierten Wohngeldes gedeckelt sind und nicht vorausgesagt werden kann, welche Kosten für den neuen, aber angemessenen Wohnraum anfallen würden.

4.4.4 Befristeter Zuschlag

Wie Tabelle 38 zeigt, wurde die Bezugsdauer von Arbeitslosengeld (ALG I) bis auf zwei Ausnahmen auf höchstens zwölf Monate begrenzt. Nach Auslaufen der Bezugsdauer wird jedoch im Anschluss ein befristeter Zuschlag zum Arbeitslosengeld II gewährt (§ 24 SGB II), um den Übergang abzumildern. Dieser auf zwei Jahre befristete Zuschlag errechnet sich aus der Differenz von ALG I plus Wohngeld und dem Anspruch aus ALG II. Der Zuschlag im ersten Jahr beträgt demnach zwei Drittel dieser Differenz, höchstens jedoch 160 Euro (320 Euro bei Paaren, sowie 60 Euro pro Kind) und reduziert sich im zweiten Jahr um die Hälfte.

Tabelle 38: Bezugsdauer von Arbeitslosengeld I

Altregelung bis 31. Januar 2006			Neuregelung ab 1. Februar 2006		
Beschäftigungsdauer vor Eintritt der Arbeitslosigkeit (in Monaten)	Lebensalter in Jahren	ALG I in Monaten	Beschäftigungsdauer vor Eintritt der Arbeitslosigkeit (in Monaten)	Lebensalter in Jahren	ALG I in Monaten
12-15		6	12-15		6
16-19		8	16-19		8
20-23		10	20-23		10
24-29		12	24-29		12
30-35	>=45	14			
36-43	>=45	18			
44-51	>=47	22			
52-63	>=52	26	30-35	>=55	15
64	>=57	32	36	>=55	18
Quelle: BMWA: „Hartz IV. Menschen in Arbeit bringen“					

Umsetzung im STSM

Zur Identifikation des Anspruchs wird zum einen die Dauer der Arbeitslosigkeit berechnet. Auf der anderen Seite wird die Anwartschaftszeit ermittelt. Die Anwartschaftszeit ist die Zeit innerhalb eines Zeitkorridors, der so genannten Rahmenfrist, in welcher Sozialversicherungsbeiträge geleistet wurden. Um einen Anspruch auf ALG I zu erwirken, ist eine Anwartschaftszeit von mindestens zwölf Monaten innerhalb der Rahmenfrist von 36 Monaten notwendig. Die Bezugsdauer von ALG I beträgt dann zunächst sechs Monate und verlängert sich mit zunehmender Beschäftigungsdauer vor Eintritt der Arbeitslosigkeit.

4.4.5 Hinzuverdienstregelung

Sobald ein Mitglied der Bedarfsgemeinschaft einer Erwerbstätigkeit nachkommt, gelten die Freibeträge⁴⁵ aus Erwerbstätigkeit (§ 30 SGB II). Nach der neuen Regelung (siehe Tabelle 39) gibt es einen Grundfreibetrag von 100 Euro.

Tabelle 39: Hinzuverdienstregelung bei ALG II

Regelung bis 30. September 2005		Regelung seit Oktober 2005	
Bis 400 Euro	15% (max. 60 Euro)	100 Euro	
von 401 bis 900 Euro	30%	von 101 bis 800 Euro	20%
von 901 bis 1500 Euro	15%	von 801 bis 1200 Euro (1500 Euro)	10%
Quelle: BMWA: „Hartz IV. Menschen in Arbeit bringen“			

Unterhalb dieses Freibetrags bleibt das hinzuverdiente Einkommen anrechnungsfrei. Das den Grundfreibetrag übersteigende Einkommen bleibt bis zu einem Bruttoerwerbseinkommen von 800 Euro zu 20% anrechnungsfrei, d.h., bis zu einem Bruttoentgelt von 800 Euro beträgt die Transferentzugsrate 80%. Übersteigt das Bruttoentgelt 800 Euro, so werden von jedem hinzuverdienten Euro oberhalb von 800 Euro bis zu einem Bruttoentgelt von 1200 Euro neunzig Cent angerechnet. Entgelte oberhalb von 1200 Euro werden vollständig auf den Transfer angerechnet. Von dem Hinzuverdienst verbleiben

⁴⁵ Als Informationsquelle diente auch die Broschüre des bis 2005 existierenden Bundesministeriums für Wirtschaft und Arbeit (BMWA) „Hartz IV. Menschen in Arbeit bringen“, siehe URL: http://www.bmas.de/portal/3428/property=pdf/hartz_iv_menschen_in_arbeit_bringen.pdf

demnach maximal 280 Euro⁴⁶. Im Vergleich zur alten Regelung der Sozialhilfe wurde damit die Hinzuverdienstmöglichkeit ausgeweitet.

Bei einem Haushalt mit einem minderjährigen Kind erweitert sich die oberste Einkommensgrenze von 1200 auf 1500 Euro. Daraus resultiert ein Höchstfreibetrag von 310 Euro. Ab einem Einkommen von 400 Euro können auch im Falle nachweislich größerer Aufwendungen der Erwerbstätigkeit höhere Absetzbeträge als der Grundfreibetrag geltend gemacht werden.

Umsetzung im STSM

Als Basis zur Berechnung der Freibeträge dient das Bruttoeinkommen aus Erwerbseinkommen, dazu zählt neben dem Einkommen aus nichtselbstständiger Arbeit auch das Einkommen aus selbstständiger Arbeit. Das Einkommen aus nichtselbstständiger Arbeit umfasst dabei das Einkommen aus einer Hauptbeschäftigung und einer Nebentätigkeit.

4.4.6 Kinderzuschlag

Der Kinderzuschlag (§ 6a BKGG) wurde ebenfalls mit dem ALG II eingeführt und richtet sich an einkommensschwache Familien, die nur aufgrund der in der Familie lebenden Kinder hilfebedürftig würden und somit Anspruch auf ALG II hätten. Der Kinderzuschlag beträgt höchstens 140 Euro pro Kind. Summiert ergibt sich hieraus der Gesamtkinderzuschlag, der längstens für 36 Monate gewährt wird.⁴⁷ Zur Berechnung des Kinderzuschlags wird der elterliche Bedarf ermittelt. Dazu sind die Kosten der Unterkunft in dem Verhältnis für Alleinstehende und Paare entsprechend dem fünften Existenzminimumbericht aufzuteilen. Um den vollen Kinderzuschlag zu erreichen, darf das

⁴⁶Die Formel für den maximalen Freibetrag eines Singles lautet: 100 Euro (Grundfreibetrag) + 0,2*(800-100) + 0,1*(1200-800) = 280 Euro.

⁴⁷Seit 1. Januar 2008 ist diese Befristung auf 36 Monate aufgehoben.

elterliche Einkommen gerade die Mindesteinkommensschwelle erreichen, d.h., der elterliche Bedarf entspricht genau dem Haushaltsnettoeinkommen. Ausgehend von der Mindesteinkommensschwelle stellt diese in der Summe mit dem vollen Kinderzuschlag gleichzeitig die Höchsteinkommensschwelle dar. Innerhalb dieses Korridors wird jedes zusätzliche Einkommen oder Vermögen auf den Kinderzuschlag angerechnet. Handelt es sich dabei um Erwerbseinkommen, so werden 7 von 10 Euro angerechnet, bei sonstigem Einkommen oder Vermögen wird der Kinderzuschlag in voller Höhe gemindert. Überschreitet das Haushaltsnettoeinkommen die Höchsteinkommensschwelle, so entfällt der Kinderzuschlag.⁴⁸

Umsetzung im STSM

Aus dem fünften Existenzminimumbericht werden die Elternsätze zur Berechnung der anteiligen Kosten der Unterkunft verwendet und somit der Elternbedarf ermittelt. Danach wird das Haushaltseinkommen ohne Kindergeld und Wohngeld berechnet. Dies impliziert jedoch, dass ein Kindergeldanspruch bestehen muss. Das Einkommen wird um die Absetzbeträge bei vorliegender Erwerbstätigkeit bereinigt. Liegt nun das Haushaltseinkommen innerhalb des für den Kinderzuschlag zulässigen Bereichs, so besteht Anspruch auf den Kinderzuschlag.

⁴⁸ Seit 1. Oktober 2009 wurde die Mindesteinkommensgrenze gesenkt und einheitlich für Paare auf 900 Euro und Alleinerziehende auf 600 Euro des Bruttoarbeitseinkommens festgelegt.

4.5 Ergebnisse

4.5.1 Arbeitsangebotseffekte der Hartz-IV-Reform

Im vorherigen Abschnitt wurde ausführlich beschrieben, wie die Hartz-IV-Reform in das bestehende ZEW-Mikrosimulationsmodell implementiert wurde, um die Effekte dieser Reform analysieren und interpretieren zu können. Im folgenden Abschnitt werden nun die Arbeitsangebotseffekte der Reform präsentiert. Dabei ist die Darstellung aus Gründen der Übersichtlichkeit so gewählt, dass diese auf der Schätzung eines *random parameters logit*-Modells mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit basieren. Für Single-Männer konnte, wie bereits bei der Berechnung der Angebotselastizitäten festgestellt wurde, keine signifikante Spezifikation für dieses Modell gefunden werden. Für diese Gruppe werden daher die letzten verfügbaren Ergebnisse verwendet.

Tabelle 40 enthält nun die Effekte für flexible Paarhaushalte. Dabei zeigt sich ein sehr unterschiedliches Bild: Während etwa 40.046 Männern (0,403 Prozentpunkte) neu partizipieren, scheiden rund 21.166 Frauen (0,213 Prozentpunkte) aus der Erwerbstätigkeit aus. Beide Effekte sind zudem, im Gegensatz zum Standardmodell, signifikant. Innerhalb der Paarhaushalte findet sich bei hochqualifizierten Paaren mit einem Kind (HFHM1) der stärkste absolute Einzeleffekt für die Männer mit 15.042 Personen (0,681 Prozentpunkte). Dem gegenüber steht ein Rückgang bei den Frauen um 4.053 Personen (-0,183 Prozentpunkte). Bei Frauen dominiert der relative negative Effekt bei einer hochqualifizierten Frau, einem geringqualifizierten Mann und einem Kind (HFGM1) mit -4.022 Personen (-2,85 Prozentpunkte).

Tabelle 40: Arbeitsangebotseffekte der Hartz-IV-Reform für flexible Paare in einem *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Paare, flexibel	Partizipationseffekt Frauen		Partizipationseffekt Männer		Arbeitszeiteffekt Insgesamt Frauen		Arbeitszeiteffekt Insgesamt Männer	
	in Personen		in Personen		in Vollzeitäquivalenten		in Vollzeitäquivalenten	
	(in %-Punkten)		(in %-Punkten)		(in %)		(in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GFGM0	-359	240	-253	181	-656	226	-542	186
	-0,503	0,336	-0,354	0,254	-0,015	0,005	-0,012	0,004
GFHM0	-633	382	<u>-856</u>	355	-381	480	-1.436	386
	-0,183	0,110	-0,247	0,103	-0,002	0,002	-0,007	0,002
HFGM0	-909	339	-375	308	-1.769	327	-74	293
	-0,639	0,238	-0,264	0,216	-0,014	0,003	-0,001	0,002
HFHM0	-3.276	715	2.716	868	-3.917	641	4.677	954
	-0,143	0,031	0,118	0,038	-0,002	0,000	0,003	0,001
GFGM1	112	224	-239	279	<u>300</u>	139	-940	337
	0,071	0,142	-0,151	0,177	0,004	0,002	-0,013	0,005
GFHM1	-2.268	444	3.058	524	-801	256	2.699	534
	-0,929	0,182	1,253	0,215	-0,009	0,003	0,029	0,006
HFGM1	-4.022	731	<u>-645</u>	283	-3.273	572	-1.076	324
	-2,854	0,519	-0,458	0,201	-0,036	0,006	-0,012	0,004
HFHM1	-4.053	831	15.042	844	<u>-1.289</u>	647	12.935	837
	-0,183	0,038	0,681	0,038	-0,001	0,001	0,012	0,001
GFGM2	<u>760</u>	393	4.998	481	279	267	4.657	493
	0,492	0,254	3,233	0,311	0,005	0,005	0,084	0,009
GFHM2	-2.760	397	3.277	431	-1.875	336	2.549	512
	-0,700	0,101	0,832	0,109	-0,017	0,003	0,022	0,005
HFGM2	-751	203	1.631	269	-578	183	931	260
	-0,414	0,112	0,899	0,148	-0,007	0,002	0,011	0,003
HFHM2	-438	770	1.502	270	-735	565	1.300	501
	-0,019	0,034	0,067	0,012	-0,001	0,001	0,001	0,001
GFGM3	<u>-757</u>	370	3.187	422	-792	263	2.688	429
	-0,483	0,236	2,032	0,269	-0,017	0,006	0,057	0,009
GFHM3	-1.867	410	3.093	503	-684	195	2.746	511
	-0,976	0,214	1,616	0,263	-0,016	0,005	0,065	0,012
HFGM3	-342	212	1.872	318	-33	119	1.719	327
	-0,468	0,290	2,555	0,434	-0,003	0,010	0,139	0,026
HFHM3	463	538	1.723	293	<u>708</u>	323	1.265	332
	0,068	0,079	0,252	0,043	0,003	0,001	0,006	0,001
Total	-21.166	1.683	40.046	1.967	-15.303	1.532	34.439	2.199
	-0,213	0,017	0,403	0,020	-0,003	0,000	0,007	0,000

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Bei den Arbeitszeiteffekten ist die Situation insgesamt ähnlich: Insgesamt steigt das Arbeitsangebot bei Männern um 34.439 Vollzeitäquivalente, während das Arbeitsangebot bei Frauen um -15.303 Vollzeitstellen zurückgeht. Die Effekte sind somit niedriger

als in Personenäquivalenten gerechnet und insgesamt betrachtet auch mit nicht einmal 0,01 (-0,01)%. sehr gering. Eine Zerlegung des gesamten Arbeitszeiteffekts in einen reinen Partizipations- (extensive Arbeitsangebotsentscheidung) und einen reinen Arbeitszeiteffekt (intensive Arbeitsangebotsentscheidung) zeigt, dass sich Frauen vor allem aus der Erwerbstätigkeit zurückziehen (siehe Tabelle 41).

Tabelle 41: Aufteilung des Arbeitszeiteffekts der Hartz-IV-Reform für flexible Paare in einem *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Paare, flexibel	Partizipationseffekt Frauen in Personen (in %-Punkten)		Partizipationseffekt Männer in Personen (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt Insgesamt Frauen in Vollzeitäquivalenten (in %)		Arbeitszeiteffekt Insgesamt Männer in Vollzeitäquivalenten (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GFGM0	-631 -0,014	208 0,005	-399 -0,009	166 0,004	-24 -0,001	120 0,003	-143 -0,003	78 0,002
GFHM0	-457 -0,002	402 0,002	-925 -0,004	360 0,002	76 0,000	224 0,001	-511 -0,002	131 0,001
HFGM0	-1.232 -0,010	305 0,002	-572 -0,005	227 0,002	-537 -0,004	189 0,002	498 0,004	142 0,001
HFHM0	-3.935 -0,002	508 0,000	-316 0,000	613 0,000	18 0,000	333 0,000	4.993 0,003	523 0,000
GFGM1	-17 0,000	82 0,001	-710 -0,010	284 0,004	317 0,004	89 0,001	-230 -0,003	171 0,002
GFHM1	-1.071 -0,012	201 0,002	1.383 0,015	283 0,003	270 0,003	155 0,002	1.316 0,014	272 0,003
HFGM1	-3.175 -0,035	566 0,006	-657 -0,007	284 0,003	-97 -0,001	112 0,001	-419 -0,005	213 0,002
HFHM1	-4.539 -0,004	503 0,000	6.626 0,006	584 0,001	3.250 0,003	330 0,000	6.309 0,006	439 0,000
GFGM2	-177 -0,003	160 0,003	2.225 0,040	273 0,005	456 0,008	146 0,003	2.431 0,044	241 0,004
GFHM2	-1.800 -0,016	288 0,003	1.418 0,012	384 0,003	-75 -0,001	150 0,001	1.132 0,010	231 0,002
HFGM2	-537 -0,006	160 0,002	633 0,007	146 0,002	-42 0,000	75 0,001	298 0,004	150 0,002
HFHM2	-2.395 -0,003	482 0,001	277 0,000	220 0,000	1.660 0,002	219 0,000	1.022 0,001	463 0,000
GFGM3	-485 -0,010	187 0,004	1.428 0,031	268 0,006	-308 -0,007	201 0,004	1.259 0,027	237 0,005
GFHM3	-820 -0,019	155 0,004	1.317 0,031	301 0,007	136 0,003	75 0,002	1.429 0,034	257 0,006
HFGM3	-257 -0,021	82 0,007	852 0,069	183 0,015	225 0,018	55 0,004	867 0,070	159 0,013
HFHM3	-123 -0,001	202 0,001	749 0,003	179 0,001	831 0,004	145 0,001	516 0,002	174 0,001
Total	-21.699 -0,004	1.191 0,000	13.480 0,003	1.379 0,000	6.396 0,001	766 0,000	20.959 0,004	1.225 0,000

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

G: Gering- H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Dabei handelt es sich vorwiegend um Vollzeitstellen, was der Vergleich mit den Personen zeigt. Der Partizipationseffekt in Vollzeitäquivalenten ist bei Frauen mit -21.699 betragsmäßig größer als der Gesamteffekt, d.h., dass Frauen im verstärkten Maße aufhören zu arbeiten. Bei Männern ist dagegen der Effekt entlang der intensiven Arbeitsangebotsentscheidung größer als auf der extensiven. Beide Effekte sind positiv, aber allenfalls sehr gering (siehe Tabelle 41, Spalte 3 und 7). Dabei zeigt sich, dass Männer nun eher einer Teilzeitbeschäftigung nachgehen und Frauen ihren Vollzeitjob aufgeben. Während 40.046 Männer neu partizipieren, sind es insgesamt nur 13.480 Vollzeitäquivalente beim reinen Partizipationseffekt. Bei den Frauen hören dagegen -21.166 Personen auf zu arbeiten, und es fallen -21.699 Vollzeitstellen weg.

Bei Single-Frauen zeigen sich dagegen im Vergleich zum Standardmodell signifikant-negative Effekte (siehe Tabelle 42). Diese sind jedoch auch vergleichsweise eher gering: insgesamt wechseln -11.140 Frauen ($-0,243$ Prozentpunkte) in die Nichtpartizipation. Etwas deutlicher als der Partizipationseffekt in Personen, aber dennoch sehr gering, ist auch der Arbeitsangebotseffekt in Vollzeitäquivalenten. Insgesamt liegt der Rückgang hier bei etwa -18.978 Vollzeitäquivalenten. Ein Vergleich mit dem reinen Partizipationseffekt der Arbeitszeit zeigt jedoch (siehe Tabelle 43), dass mit -14.297 die Anzahl der wegfallenden Vollzeitäquivalente die der Personen auf der Partizipationsseite übersteigt. Den stärksten Partizipationseffekt weisen Alleinerziehende und einem Kind auf (H1) mit 5.188 Personen auf. Relativ gesehen findet sich der stärkste Effekt jedoch bei (H3) mit $-1,90\%$ (-2.199 Personen). Bei den geringqualifizierten Frauen zeigen sich dagegen keine signifikanten Partizipationseffekte. Lediglich bei (G0) und (G1) zeigen sich insgesamt signifikant-negative Arbeitszeiteffekte.

Tabelle 42: Arbeitsangebotseffekte der Hartz-IV-Reform für Single-Frauen in einem *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Singles	Partizipationseffekt Frauen in Personen (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt Insgesamt Frauen in Vollzeitäquivalenten (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
G0	102 0,046	423 0,192	-530 -0,455	279 0,240
H0	1.507 0,066	868 0,038	-2.401 -0,131	972 0,053
G1	-20 -0,006	558 0,177	-1.003 -0,697	435 0,303
H1	-5.188 -0,572	868 0,096	-7.741 -1,334	844 0,145
G2	40 0,034	342 0,293	-230 -0,498	295 0,639
H2	-4.863 -0,960	969 0,191	-4.686 -2,027	674 0,291
G3	-268 -0,377	286 0,402	-295 -1,036	236 0,830
H3	-2.199 -1,903	459 0,398	-1.446 -3,382	282 0,660
Total	-11.440 -0,243	1.815 0,039	-18.978 -0,596	1.640 0,052

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004 Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- H: Hochqualifiziert / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Der gesamte Rückgang der Arbeitszeit verteilt stärker entlang der extensiven (–14.297, –0,45%) und schwächer entlang der intensiven Arbeitsangebotsseite (–4.682, –0,15%). Ein tieferer Blick innerhalb der Untergruppen offenbart auch, dass bei allen alleinerziehenden hochqualifizierten Frauen der Partizipationseffekt in Personen- und Vollzeitäquivalenten signifikant negativ ist. Bei hochqualifizierten Frauen mit ein und zwei Kindern ist die Anzahl der wegfallenden Personen- und Vollzeitäquivalenten auf der Partizipationsseite auch nahezu identisch. Insgesamt deuten die Ergebnisse also darauf hin, dass die Ausgestaltung des ALG II mit Mehrbedarfen und den Regelsätzen für Kinder Anreize für Alleinerziehende schafft, in die Nichtpartizipation zu wechseln. Auf der intensiven Arbeitsangebotsseite finden sich jedoch nur bei H0, H1 und H2 signifikante Effekte. Diese sind zwar negativ, aber dafür sehr gering.

Tabelle 43: Aufteilung des Arbeitszeiteffekts der Hartz-IV-Reform für Single-Frauen in einem *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Singles	Arbeitszeiteffekt Reine Partizipation Frauen in Vollzeitäquivalenten (in %)		Arbeitszeiteffekt Reine Arbeitszeit Frauen in Vollzeitäquivalenten (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
G0	-353 -0,303	201 0,173	-177 -0,152	154 0,132
H0	-1.102 -0,060	717 0,039	-1.299 -0,071	686 0,038
G1	-873 -0,607	374 0,260	-130 -0,090	217 0,151
H1	-5.465 -0,942	713 0,123	-2.276 -0,392	400 0,069
G2	-258 -0,559	217 0,469	28 0,061	177 0,384
H2	-4.192 -1,813	621 0,268	-494 -0,214	247 0,107
G3	-298 -1,049	218 0,766	4 0,013	72 0,253
H3	-1.294 -3,029	229 0,536	-151 -0,354	132 0,310
Total	-14.297 -0,449	1.302 0,041	-4.682 -0,147	879 0,028

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- H: Hochqualifiziert / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Bei Single-Männern zeigt sich, dass sowohl die Arbeitsangebotseffekte des Standardmodells als auch die des erweiterten Standardmodells mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit insignifikant sind. Das bedeutet für die Analyse, dass das Verhalten der Single-Männer durch die Reform nicht beeinflusst wird.

Bei den gemischt-flexiblen Paaren mit nur einem flexiblen Partner finden sich bis auf wenige Ausnahmen negative Arbeitsangebotseffekte (siehe Tabelle 44). In Personenäquivalenten gemessen würden ca. –73.439 Personen (–2,01 Prozentpunkte) aus der Erwerbstätigkeit in die Nichtpartizipation wechseln. Dabei zeigt sich auch ein vergleichsweise hoher Rückgang in Vollzeitäquivalenten von –48.921 (–2,14%). Dieser ergibt sich nahezu vollständig aus der extensiven Angebotsentscheidung mit –48.913 Vollzeitäquivalenten (–2,43%).

Tabelle 44: Arbeitsangebotseffekte und Aufteilung des Arbeitszeiteffekts der Hartz-IV-Reform für gemischt-flexible Paare in einem *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Gemischt-flexible Paare	Partizipationseffekt in Personen (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt Insgesamt in Vollzeitäquivalenten (in %)		Arbeitszeiteffekt Reine Partizipation in Vollzeitäquivalenten (in %)		Arbeitszeiteffekt Reine Arbeitszeit in Vollzeitäquivalenten (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GM0	-225	157	-260	178	-225	157	-36	69
	-0,322	0,225	-0,479	0,328	-0,414	0,289	-0,065	0,127
GF0	-9.970	773	-8.923	645	-7.643	615	-1.280	268
	-4,944	0,384	-9,653	0,698	-8,268	0,665	-1,385	0,290
HM0	2.288	734	2.172	776	<u>925</u>	435	1.246	382
	0,519	0,166	0,585	0,209	0,249	0,117	0,335	0,103
HF0	-21.041	944	-20.415	883	-17.302	813	-3.113	470
	-1,963	0,088	-3,112	0,135	-2,637	0,124	-0,475	0,072
GM1	-8	8	-13	10	-10	10	-3	4
	-0,096	0,090	-0,144	0,106	-0,111	0,105	-0,032	0,041
GF1	-11.200	1.910	-4.421	754	-4.421	754	0	1
	-10,247	1,748	-12,798	2,183	-12,797	2,183	0,000	0,003
HM1	8.621	428	11.628	506	4.283	235	7.344	326
	5,301	0,263	8,718	0,379	3,212	0,177	5,507	0,244
HF1	-11.042	1.133	-9.805	675	-8.199	660	-1.606	230
	-2,192	0,225	-3,428	0,236	-2,866	0,231	-0,561	0,080
GM2	-82	21	-132	22	-79	21	-53	12
	-1,825	0,470	-4,222	0,704	-2,536	0,655	-1,686	0,397
GF2	-7.326	915	-2.876	362	-2.892	361	16	16
	-7,989	0,998	-18,115	2,278	-18,216	2,275	0,101	0,099
HM2	-354	129	-760	147	-396	136	-364	84
	-0,164	0,060	-0,344	0,067	-0,180	0,062	-0,165	0,038
HF2	-16.895	1.774	-9.157	817	-7.770	716	-1.388	333
	-4,188	0,440	-4,830	0,431	-4,098	0,378	-0,732	0,176
HM3	<u>-188</u>	104	-495	140	<u>-186</u>	103	-309	111
	-0,303	0,168	-0,786	0,222	-0,295	0,164	-0,490	0,176
HF3	-3.582	533	-2.995	486	-2.730	484	-264	71
	-1,937	0,288	-4,359	0,708	-3,974	0,704	-0,385	0,103
Total	-73.439	3.504	-48.921	2.304	-48.913	1.913	-8	805
	-2,010	0,096	-2,142	0,101	-2,141	0,084	0,000	0,035

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Zu den wenigen Ausnahmen, die einen positiven Partizipationseffekt aufweisen, gehören HM0 und HM1. Eine Erklärung für diesen Gegensatz innerhalb dieser Teilgruppe könnte sein, dass hier ein negativer Einkommenseffekt wirkt: Bei einer genaueren Betrachtung zeigt sich auch, dass im Gegensatz zu allen anderen Gruppen das durch-

schnittliche verfügbare Einkommen für diese Teilgruppen sinkt, wenn keine Verhaltensanpassungen berücksichtigt werden.

4.5.2 Verteilungswirkungen der Hartz-IV-Reform

Der folgende Abschnitt behandelt nun die Verteilungswirkungen der Einführung des ALG II. Hierzu werden die in (Arntz et al. 2007) ausführlich vorgestellten und diskutieren Ungleichheits- und Armutsmaße verwendet.⁴⁹ Um überprüfen zu können, ob sich die jeweiligen Maße signifikant ändern, wird analog zu dieser Studie, jedoch anders als in der vorliegenden Arbeit, ein nicht-parametrisches Bootstrap-Verfahren verwendet. Diese Methode erscheint für diesen Fall die einfachste, da nun für jeden Haushalt eine (Pseudo-)Verteilung angenommen werden kann. Das bedeutet, dass jeder Haushalt in einzelne repräsentative (Pseudo-)Haushalte aufgespalten werden kann, indem die Übergangswahrscheinlichkeiten für jede Arbeitszeitkategorie mit dem jeweiligen Gewichtungsfaktor des Haushalts multipliziert wird (siehe hierzu auch Creedy/Kalb/Scutella 2003, 2004). Als zusätzliche Kennzahlen zur Ungleichheitsmessung werden darüber hinaus noch Entropie-Maße eingeführt, die im Folgenden beschrieben werden und die ein noch differenzierteres Bild der Ungleichheit geben können sowie eine Zerlegung der Ungleichheit innerhalb und zwischen definierten Haushaltstypen erlauben.

Entropie als Ungleichheitsmaß

Ein weitere Möglichkeit, Ungleichheit oder Disparität zu messen, bieten die sogenannten allgemeinen Entropie-Maße, zu denen auch das Theil-Maß oder Theil'sche Entropie-

⁴⁹Diese sind zum einen der Gini-Koeffizient (siehe Gini 1921), die Atkinson-Maße (siehe Atkinson 1970). Des Weiteren bietet (Cowell 1995) einen guten Überblick zur Messung von Einkommensungleichheit.

Maß gehört. Diese Maße entstammen der Informationstheorie und gehen auf (*Shannon 1948*) zurück. Entropie ist dabei ein Maß für den durchschnittlichen Informationsgehalt pro Zeichen einer Quelle. Diese kann entweder ein System oder eine Folge von Informationen darstellen. In der Informationstheorie wird der Ausdruck Information auch als ein Maß für die *beseitigte Unsicherheit* verstanden. Je mehr Zeichen von einer Quelle empfangen werden, umso mehr Information lassen sich darüber sammeln. Mit steigender Informationslage sinkt die Unsicherheit über den Informationsgehalt, welcher übertragen und verstanden werden soll. (*Theil 1967*) wendet dieses Shannon'sche Entropie-Konzept auf die Messung von Einkommensungleichheit an. Dabei existieren zwei Ausprägungen, siehe Gleichungen (4-1) und (4-2):

$$I^0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j} \right) \log \left(\frac{x_i}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j} \right) \quad (4-1)$$

$$I^1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j}{x_i} \right) \quad (4-2)$$

Dabei bezeichnet I^0 den Theil-Index und I^1 die mittlere logarithmische Abweichung (MLD). Der Theil-Index hat sein Minimum bei null und erreicht sein Maximum bei $\log(n)$. Da die oberen Einkommensklassen stärker gewichtet werden, ist das Maß auch im oberen Einkommensbereich sensibler – anders als die MLD, die ihr Maximum im Logarithmus des arithmetischen Mittelwerts erreicht und stärker auf Veränderungen in den unteren Einkommensbereichen reagiert, also unterhalb des arithmetischen Mittelwerts. Beide Maße erfüllen das Monotonie-Axiom. Bei einer additiven Einkommenserhöhung geht die Ungleichheit zurück, bei einer proportionalen Erhöhung bleiben sie jedoch unverändert.

In (*Shorrocks 1984*) wird darauf aufbauend eine Generalisierung von Theils Ansatz des Entropie-Konzepts entwickelt: die Familie der generalisierten Entropie-Indizes (GE) zur Messung von Einkommensungleichheit. Diese Generalisierung lässt sich dabei formal wie in Gleichung (4-3) beschreiben:

$$I_{GE}^a = \frac{1}{n} \frac{1}{a(a-1)} \sum_{i=1}^n \left(\left(\frac{x_i}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j} \right)^a - 1 \right), \quad -\infty < a < \infty, a \neq 0,1 \quad (4-3)$$

Die Konstante a beschreibt einen Sensitivitätsparameter und kann dabei als Ungleichheitsavversionsparameter interpretiert werden. Im Falle, dass $a=0$, entspricht der Index dem Theil-Maß; und falls $a=1$ gesetzt wird, der MLD. Setzt man den Parameter $a=2$, so ergibt sich die Hälfte des quadrierten Variationskoeffizienten $I_{GE}^2 = \frac{V^2}{2}$.

Neben dem Vorteil, verschiedene Sensitivitätsparameter zu verwenden, liegt der größte Pluspunkt der Familie der generalisierten Entropie-Indizes darin, dass eine Zerlegung der Ungleichheit nach Subgruppen sowie eine Zerlegung zwischen und innerhalb der Subgruppen möglich ist.

In der vorliegenden Stichprobe zeigt sich bei einer Aufteilung nach Familientypen, dass kinderlose verheiratete Paare den größten Anteil mit rund 0,25 in der Bevölkerung haben (siehe Tabelle 45). Darüber hinaus haben kinderlose Paare auch den höchsten Einkommensanteil von rund 0,2653 und verfügen demnach über mehr als ein Viertel des Gesamteinkommens. An zweiter Stelle in der Bevölkerung finden sich die Alleinstehenden mit einem Anteil von 0,21. Die Tabelle zeigt weiter, dass das relative durchschnittliche Einkommen, gemessen am durchschnittlichen Einkommen, bei Familien mit vielen Kindern (mehr als zwei) mit einem Anteil von rund 0,8412 deutlich unter dem Durchschnitt liegt. Noch niedriger ist dieser bei Alleinerziehenden: Hier liegt der Anteil bei rund 0,6975 des durchschnittlichen Einkommens; und mit rund 0,0526 haben Alleinerziehende damit auch den niedrigsten Einkommensanteil am Gesamteinkommen.

Tabelle 45: Bevölkerungs- und Einkommensanteile vor und nach der Hartz-IV-Reform

Status quo (2004)	Bevölkerungs- anteil	Mittlere monatliche Einkommen ^a	Relative mittlere Einkommen	Einkom- mensanteil
Residuale Gruppe ^b	0,10	1.655,76	1,1030	0,1096
Alleinstehende	0,21	1.371,88	0,9139	0,1949
Alleinerziehende	0,08	1.047,09	0,6975	0,0526
Verheiratete Paare ohne Kinder	0,25	1.602,26	1,0674	0,2653
Verheiratete Paare mit 1 Kind	0,12	1.691,39	1,1267	0,1393
Verheiratete Paare mit 2 Kin- dern	0,16	1.608,92	1,0718	0,1701
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	0,08	1.262,79	0,8412	0,0682
Gesamt		1.501,15	1	
Hartz-IV-Reform		Mittlere monatliche Einkommen	Relative mittlere Einkommen	Einkom- mensanteil
Residuale Gruppe		1.668,38	1,1059	0,1098
Alleinstehende		1.369,84	0,9080	0,1935
Alleinerziehende		1.064,27	0,7054	0,0532
Verheiratete Paare ohne Kinder		1.611,68	1,0683	0,2656
Verheiratete Paare mit 1 Kind		1.696,29	1,1244	0,1390
Verheiratete Paare mit 2 Kin- dern		1.614,29	1,0700	0,1701
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern		1.281,72	0,8496	0,0688
Gesamt		1508,68	1	

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004

^aDie Einkommenswerte basieren auf der modifizierten OECD-Skala $\rightarrow \frac{\text{Verfügbare Haushaltseinkommen}}{\text{MOECD}}$

MOECD: 1 für den Haupteinkommensbezieher, 0,5 für Haushaltsmitglieder ab 14 Jahren und 0,3 bis 14 Jahren

^bResiduale Gruppe sind unverheiratete Paare mit und ohne Kinder

Wenn man auch relative Armutsdefinitionen berücksichtigt, die sich am durchschnittlichen Einkommen orientieren (z.B. 60% des mittleren Einkommens), so zeigt diese Tabelle, dass Alleinerziehende im Durchschnitt und relativ gesehen sehr nahe an der Armutsgefährdungsgrenze leben.

Durch die Reform steigt nun jedoch das durchschnittliche Haushaltseinkommen insgesamt leicht von 1501,14 auf 1508,64 Euro leicht an. Dabei zeigt sich aber auch, dass bis

auf die Alleinstehenden alle Haushaltstypen etwas dazugewinnen. Relativ gesehen gewinnen insbesondere Alleinerziehende dazu. Deren Einkommensanteil klettert auf 0,0532 und der Anteil des durchschnittlichen Einkommens dieser Gruppe am Gesamteinkommen beträgt nun 0,7054. Aber auch bei kinderreichen Paaren legt der Einkommensanteil leicht von 0,0682 auf 0,0688 zu. Gemessen am Einkommensanteil verlieren wiederum Alleinstehende (von 0,1949 auf 0,1932) und Verheiratete und einem Kind (von 0,1393 auf 0,1390). Bei verheirateten Paaren mit zwei Kindern bleibt der Anteil bei 0,1701 konstant.

Die nachfolgende Tabelle 46 liefert nun die Ergebnisse der Ungleichheitsanalyse. Der Gini-Koeffizient erreicht im Status quo einen Wert von 0,264, was auf eine moderate Einkommensungleichheit hindeutet. Das Perzentilmaß P90P10 gibt an, wie sich das Einkommen des 90%-Perzentils im Vergleich zum Einkommen des 10%-Perzentil verhält. Demnach ist dieses im Status quo in etwa 3,3-mal so hoch. Des Weiteren ist das Einkommen des 90%-Perzentils noch 1,79-mal größer als der Median, während das Einkommen des 10%-Perzentils 0,54 des Medianeinkommens beträgt. Insgesamt zeigt die Reform einen Rückgang der Einkommensungleichheit: Der Gini-Koeffizient sinkt signifikant um $-2,27\%$ und auch die weiteren Ungleichheitsmaße sinken signifikant. Der größte relative Rückgang findet sich bei dem Atkinson-Maß $A(2)$ mit $-11,13\%$ und $GE(-1)$ $-15,39\%$. Diese beiden Ungleichheitsmaße reagieren sehr sensitiv auf Veränderungen am untersten Ende der Einkommensverteilung, was darauf schließen lässt, dass die Reform die stärkste Wirkung am unteren Ende der Einkommensverteilung entfaltet. Dies ist auch nicht verwunderlich, da das Ziel der Reform ja auch darin besteht, die Grundsicherung neu zu gestalten. Dabei kann man insbesondere am Perzentilverhältnis P10P50 ablesen, dass die Einkommen im unteren Bereich der Einkommensverteilung tendenziell gestiegen sind. Das Einkommen des 10%-Perzentils steigt demnach um $5,12\%$. Dennoch sagt dieser Anstieg noch nichts darüber aus, wie die Einkommen unterhalb des 10%-Einkommensperzentils verteilt sind. Die Analyse dieses Bereichs ist u.a. Fokus der späteren Armutsanalyse.

Tabelle 46: Ungleichheitsanalyse der Hartz-IV-Reform für die Gesamtbevölkerung

	Status quo (2004)	Hartz-IV-Reform
Gini	0,264	-2,27%
A(0,5)	0,057	-5,89%
A(1)	0,114	-7,57%
A(2)	0,311	-11,13%
GE(-1)	0,226	-15,39%
GE(0)	0,121	-8,00%
GE(1)	0,116	-4,72%
GE(2)	0,132	-3,34%
P90P10	3,309	-4,62%
P90P50	1,785	0,27%
P10P50	0,539	5,12%

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

A(0,5), A(1), A(2) Atkinson – Maße mit steigender Ungleichheitsaversion

GE(-1), GE(0), GE(1), G(2) Entropie-Maße mit steigender Ungleichheitsaversion für $(\lim_{a \rightarrow -\infty} \infty > a > -\infty \mid a \neq 0,1)$

P90/P10: Einkommen am 90. Perzentil / Einkommen am 10. Perzentil etc.

Tabelle 47 enthält die Verteilungseffekte nach Haushaltstypen differenziert. Auch hier zeigt sich das gleiche Bild: Die Einkommensungleichheit sinkt – und das in allen Haushaltstypen. Bis auf die Alleinstehenden und Paare mit einem Kind sind die Effekte für die anderen Haushaltstypen durchweg signifikant. Schaut man sich nun die Ungleichheit auf Basis des Gini-Koeffizienten an, so zeigt sich der stärkste relative Rückgang bei Alleinerziehenden mit –9,32% des Ausgangsniveaus. Auch bei kinderreichen Paaren sinkt der Gini-Koeffizient weit überdurchschnittlich um 5,73%. Wirft man nun jedoch einen Blick auf die Ungleichheitsmaße GE(–1) und A(2), mit einer höheren Sensitivität im unteren Einkommensbereich, so findet man nun bei kinderlosen Paaren den stärksten relativen Rückgang mit –38,81% beim Entropie-Maß und –31,6% beim Atkinson-Maß. Dieses Ergebnis ändert jedoch nichts an der Tendenz, dass über die breite Bevölkerung hinweg die Einkommensungleichheit durch die Hartz-IV-Reform abnimmt.

Tabelle 47: Ungleichheitsanalyse der Hartz-IV-Reform nach Haushaltstypen

Status quo (2004)	Gini	GE(-1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)	A(0,5)	A(1)	A(2)
Residuale Gruppe	0,284	0,197	0,140	0,137	0,160	0,066	0,131	0,282
Alleinstehende	0,294	0,500	0,163	0,149	0,177	0,073	0,151	0,500
Alleinerziehende	0,222	0,084	0,080	0,083	0,097	0,040	0,076	0,143
Verheiratete Paare ohne Kinder	0,263	0,186	0,120	0,114	0,125	0,056	0,113	0,271
Verheiratete Paare mit 1 Kind	0,220	0,094	0,080	0,078	0,082	0,039	0,077	0,158
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	0,212	0,077	0,074	0,079	0,092	0,037	0,072	0,134
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	0,220	0,083	0,078	0,079	0,087	0,038	0,075	0,142
Hartz-IV-Reform	Gini	GE(-1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)	A(0,5)	A(1)	A(2)
Residuale Gruppe	-2,37%	-5,35%	-5,25%	-4,31%	-3,68%	-4,69%	-4,91%	-3,89%
Alleinstehende	-0,45%	<u>-9,72%</u>	-4,99%	-1,53%	-0,43%	-2,71%	-4,61%	-5,11%
Alleinerziehende	-9,32%	-22,40%	-18,09%	-15,16%	-13,17%	-16,35%	-17,51%	-19,83%
Verheiratete Paare ohne Kinder	-2,67%	<u>-38,81%</u>	-12,58%	-6,38%	-4,09%	-8,52%	-11,93%	<u>-31,60%</u>
Verheiratete Paare mit 1 Kind	-0,89%	-11,39%	<u>-4,78%</u>	<u>-2,54%</u>	-1,53%	<u>-3,38%</u>	<u>-4,60%</u>	<u>-9,76%</u>
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	-1,85%	-8,72%	-5,51%	-3,66%	-2,61%	-4,42%	-5,32%	-7,64%
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	-5,73%	-15,74%	-12,45%	-10,18%	-8,69%	-11,11%	-12,03%	-13,82%

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

A(0,5), A(1), A(2) Atkinson – Maße mit steigender Ungleichheitsaversion

GE(-1), GE(0), GE(1), G(2) Entropie-Maße mit steigender Ungleichheitsaversion für $(\lim_{a \rightarrow -\infty} \infty > a > -\infty \mid a \neq 0,1)$

P90/P10: Einkommen am 90. Perzentil / Einkommen am 10. Perzentil etc.

Eine noch genauere Analyse der bereits beschriebenen Verteilungswirkungen liefert die Perzentilanalyse. Hierzu wird die gesamte Einkommensverteilung nach bestimmten Einkommensperzentilen (hier Dezile) unterteilt, um die gesamten Veränderungen differenzierter analysieren zu können. Tabelle 48 enthält die Ergebnisse dieser Analyse, und es zeigt sich, dass die ersten beiden Dezile im Durchschnitt dazugewinnen (1. Dezil: +77 Euro, 2. Dezil +29 Euro), während die anderen Dezile im Schnitt verlieren. Diese durchschnittlichen Gewinne ergeben sich also bis zu einem durchschnittlichen Ein-

kommen von 813 Euro. Dabei zeigen sich jedoch noch bis in das 4. Dezil positive Einkommensveränderungen.

Tabelle 48: Perzentilanalyse der Hartz-IV-Reform für die Gesamtbevölkerung

	Veränderung gegenüber Status quo (2004) mit Arbeitsangebotsreaktionen				Einkommen nach Hartz-IV-Reform mit Arbeitsangebotsreaktionen			
	Mittelwert	Std.-Abw.	Min	Max	Mittelwert	Std.-Abw.	Min	Max
1. Dezil	76,62	135,44	-502,75	672,00	581,04	159,18	2,67	733,58
2. Dezil	28,77	61,53	-583,88	260,81	812,79	44,42	734,00	890,62
3. Dezil	-2,30	58,71	-488,85	239,27	967,09	44,05	890,70	1051,16
4. Dezil	-3,68	28,76	-630,23	22,68	1125,98	41,85	1051,23	1203,44
5. Dezil	-4,31	38,54	-734,56	0,00	1280,36	46,47	1203,59	1360,78
6. Dezil	-4,76	46,57	-652,06	0,00	1431,95	44,07	1360,80	1519,00
7. Dezil	-1,87	20,74	-551,93	0,00	1624,59	59,15	1519,33	1724,68
8. Dezil	-0,97	21,16	-913,97	0,00	1841,91	72,80	1724,78	1973,83
9. Dezil	-2,24	24,36	-323,66	0,00	2185,03	131,32	1974,57	2427,58
10. Dezil	-0,32	7,38	-167,71	0,00	3161,81	851,76	2428,60	13391,07

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004

Notiz: Basierend auf dem monatlichen Pro-Kopf-Einkommen und der modifizierten OECD-Skala (1 für den Haupteinkommensbezieher, 0,5 für Haushaltsmitglieder ab 14 Jahren und 0,3 bis 14 Jahren)

Ab dem 5. Dezil gibt es aber nur noch Einkommensverlierer. Bemerkenswert ist allerdings auch, dass es selbst im höchsten Einkommensdezil, bei einem durchschnittlichen Einkommen von 3.161,81 Euro, immer noch Einkommensverlierer gibt. Dabei zeigen sich gerade im 8. Dezil auch sehr deutliche Einkommensverluste von mehr als 900 Euro. Im höchsten Einkommensdezil liegt der größte Verlust immerhin noch bei –168 Euro.

Tabelle 49 enthält zudem die Anteile von Gewinnern und Verlierern der Reform nach Dezilen. Dabei lässt sich zu den bisherigen Ergebnissen der Perzentilanalyse anfügen, dass im untersten Dezil über die Hälfte (57%) der Haushalte hinzugewinnt, während 11% an Einkommen verlieren. Bei etwa einem Drittel der Haushalte (31%) verändert sich das Einkommen gar nicht durch die Reform.

Tabelle 49: Anteile der Gewinner und Verlierer der Hartz-IV-Reform nach Dezilen für die Gesamtbevölkerung

Status quo (2004)	Gewinner	Verlierer	Gleich
1. Dezil	0,57	0,11	0,31
2. Dezil	0,42	0,10	0,48
3. Dezil	0,14	0,10	0,76
4. Dezil	0,00	0,04	0,96
5. Dezil	0,00	0,02	0,98
6. Dezil	0,00	0,02	0,98
7. Dezil	0,00	0,01	0,99
8. Dezil	0,00	0,01	0,99
9. Dezil	0,00	0,01	0,99
10. Dezil	0,00	0,00	1,00

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004

Notiz: Basierend auf er modifizierten OECD-Skala (1 für den Haupteinkommensbezieher, 0,5 für Haushaltsmitglieder ab 14 Jahren und 0,3 bis 14 Jahren)

Auch im 2. Dezil ist der Anteil der Gewinner noch deutlich über dem Anteil der Verlierer. Dies gilt auch selbst noch für das 3. Dezil, obwohl hier im Durchschnitt bereits der Einkommensverlust höher ist, wie in Tabelle 48 zu sehen ist. Es zeigt sich aber auch, dass die Einkommensgewinne im 4. Dezil, wie noch in Tabelle 48 zu sehen war, nicht mal mehr 1% ausmacht. Ab dem 5. Dezil verhält es sich dann aber auch analog, sodass es keine Einkommensgewinner mehr gibt. Des Weiteren zeigt sich, dass der Anteil der Verlierer ab dem 6. Dezil bereits sehr gering ist. Auch im 10. Dezil gilt, dass die in der Perzentilanalyse noch identifizierten Einkommensverlierer nicht mal mehr 1% ausmachen. Die nachfolgende Armutsanalyse ist ein Teil der Ungleichheitsanalyse. Dabei werden gezielt die Änderungen im unteren Einkommensbereich analysiert. Zunächst wird ebenfalls wie bereits bei der Ungleichheitsanalyse die gesamtwirtschaftliche Situation betrachtet und im Anschluss daran noch weiter nach Subgruppen differenziert. Tabelle 50 zeigt eine Armutsgefährdungsquote (weniger als 60% des Medianäquivalenzeinkommens) von 15,5% (FGT0). Die Armutsgefährdungsgrenze bemisst sich daher bei einem Medianäquivalenzeinkommen von 1.359,92 Euro bei 815,95 Euro pro Monat. Das durchschnittliche Einkommen unterhalb der Armutsgefährdungsgrenze liegt bei 652,54 Euro, und somit ergibt sich eine durchschnittliche Armutslücke von 163,41 Eu-

ro. Das FGT1-Maß beschreibt die Armutstiefe mit 0,031. Hierbei wird gemessen, wie weit die Einkommen der von Armut Gefährdeten *durchschnittlich* unterhalb der Armutsgefährdungsgrenze liegen. Das FGT2-Maß misst die Armutsintensität mit 0,012, indem die Einkommensdifferenz zur Armutsgefährdungsgrenze quadriert und somit größere Unterschiede stärker gewichtet werden.⁵⁰ Beide Indikatoren deuten im Status quo jedoch an, dass die Einkommensdifferenzen insgesamt nicht sehr groß sind.

Durch die Reform kommt es – unter Berücksichtigung der zu erwartenden Arbeitsangebotseffekte – zu einem signifikanten Rückgang aller Armutsindikatoren, wobei die Armutsgefährdungsgrenze fixiert wurde: Die relative Armutsquote sinkt demnach um – 12,69%. Noch deutlicher ist der Rückgang bei der Armutstiefe (FGT1: –25,38%) und der Armutsintensität (FGT2: –35,38%).

Tabelle 50: Armutsanalyse der Hartz-IV-Reform für die Gesamtbevölkerung

	FGT0	FGT1	FGT2	Mittlere Einkommen unterhalb der Ar- mutsgrenze	Mittlere Armuts- lücke	Armuts- grenze
Status Quo	0,155	0,031	0,012	652,54	163,41	815,95
Hartz-IV-Reform	-12,69%	-25,38%	-35,38%	3,64%	-14,54%	

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: Basierend auf der modifizierten OECD-Skala (1 für den Haupteinkommensbezieher, 0,5 für Haushaltsmitglieder ab 14 Jahren und 0,3 bis 14 Jahren), Armutsgrenze ist auf 60% des Medianäquivalenzeinkommens im Status quo fixiert und Ergebnisse berücksichtigen Arbeitsangebotsreaktionen.

Fett $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

FGT0: Armutsquote, FGT1: Armutstiefe, FGT2: Armutsintensität

Die Effekte deuten an, dass die Differenzen zur Armutsgrenze zurückgegangen und die Einkommen, obwohl sie darunter liegen, sich nun noch viel näher an der Armutsgrenze

⁵⁰Bei FGT0, FGT1 und FGT2 handelt es sich um axiomatische Armutsmaße, die mit den Anfangsbuchstaben der Autoren (*Foster/Greer/Thorbecke* 1984) gekennzeichnet sind. Siehe auch (*Sen* 1976).

befinden. Das zeigt sich auch im Anstieg des mittleren Einkommens unterhalb der Einkommensgrenze und dem entsprechenden Rückgang der mittleren Armutsücke. Durch die Hartz-IV-Reform kommt es also insgesamt zu einem Rückgang der Armutsgefährdung.

Ob und inwieweit dies für die einzelnen Untergruppen gilt, beinhaltet Tabelle 51. Hier zeigt sich bei Alleinerziehenden ein signifikanter Rückgang aller Armutsindikatoren. Sowohl Armutsquote (–19,48%), Armutstiefe (–39,51%) als auch Armutsintensität (–51,84%) sinken hochsignifikant. Gleiches gilt auch für Paare mit einem oder drei und mehr Kindern. Bis auf die Alleinstehenden kommt es bei allen Haushaltstypen zu einem signifikanten Rückgang der Armutstiefe (FGT1), und bis auf die residuale Gruppe (unverheiratete Paare) kommt es bei allen Haushaltstypen auch zu einem signifikanten Rückgang der Armutsintensität (FGT2). Für beide Armutsindikatoren zeigt sich der stärkste Rückgang bei Paaren mit zwei Kindern (FGT1: –59,62%), (FGT2: –75,93%).

Ein weiterer Aspekt, der innerhalb der Armutsanalyse betrachtet werden kann, ist das relative Armutsrisiko im Vergleich zum Gesamtdurchschnitt. Dabei lässt sich dieses Risiko wiederum für alle drei Armutsdimensionen berechnen. Dazu wird die gruppenspezifische Armutsmaß durch das der Gesamtbevölkerung geteilt. Im Status quo hatten demnach Alleinerziehende ein mehr als doppelt so hohes Risiko, armutsgefährdet zu sein (Risk0), während Paare mit drei und mehr Kindern immer noch ein um 27% höheres Risiko als der Durchschnitt haben. Ein ebenfalls überdurchschnittliches Risiko (60%) haben Alleinstehende. Das geringste Risiko mit –67,9% des Durchschnitts haben demnach Paare mit zwei Kindern. Misst man das jeweilige Risiko auf Basis der Armutstiefe (Risk1) und Armutsintensität (Risk 2), so zeigt sich vor allem bei Alleinstehenden ein vermehrtes Risiko und insbesondere die Armutsintensität dieses Haushaltstyps liegt im Vergleich zur Gesamtbevölkerung mehr als doppelt so hoch.

Tabelle 51: Armutsanalyse der Hartz-IV-Reform nach Haushaltstypen

Status Quo	FGT0	FGT1	FGT2	Risk(0)*	Risk (1)*	Risk(2)*
Residuale Gruppe	0,150	0,028	0,010	0,968	0,902	0,808
Alleinstehende	0,250	0,058	0,027	1,613	1,869	2,220
Alleinerziehende	0,348	0,065	0,019	2,244	2,080	1,568
Verheiratete Paare ohne Kinder	0,115	0,025	0,011	0,743	0,801	0,885
Verheiratete Paare mit 1 Kind	0,065	0,010	0,003	0,421	0,321	0,256
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	0,050	0,007	0,002	0,321	0,240	0,147
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	0,197	0,030	0,008	1,268	0,965	0,656
Hartz-IV-Reform						
Residuale Gruppe	<u>-17,66%</u>	<u>-16,36%</u>	-14,91%	-5,70%	12,08%	31,65%
Alleinstehende	0,81%	-3,76%	<u>-14,21%</u>	15,45%	28,96%	32,74%
Alleinerziehende	-19,48%	-39,51%	-51,84%	-7,78%	-18,94%	<u>-25,48%</u>
Verheiratete Paare ohne Kinder	<u>-6,36%</u>	-45,10%	-69,38%	7,24%	-26,42%	-52,60%
Verheiratete Paare mit 1 Kind	-43,94%	-39,56%	-48,89%	<u>-35,79%</u>	-19,01%	-20,91%
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	-22,03%	<u>-59,62%</u>	-75,93%	-10,68%	<u>-45,82%</u>	<u>-62,65%</u>
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	-32,88%	-43,49%	-51,53%	<u>-23,12%</u>	<u>-24,26%</u>	-24,99%

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

* $Risk(a) = \frac{FGT(a)_{Gruppe}}{FGT(a)_{Gesamt}}$ mit $a = 0, 1, 2$

Fett $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

FGT0: Armutsquote, FGT1: Armutstiefe, FGT2: Armutsintensität

Durch die Reform kommt es bei Alleinstehenden darüber hinaus zu einem signifikanten Anstieg des Armutsrisikos bei allen Armutsdimensionen. Bei Alleinerziehenden, kinderlosen Paaren und Paaren mit zwei Kindern kommt es dagegen zu einem signifikanten Rückgang des Armutsrisikos der Armutstiefe und der Armutsintensität. Bei Paaren mit einem Kind und drei und mehr Kindern kommt es dagegen zu einem signifikanten Rückgang des Risikos auf Basis der Armutsquote (Risk0) von -23,12%. Bei letzteren ist zudem noch der Rückgang des Risikos auf Basis der Armutstiefe (Risk1) signifikant.

Es lässt sich also aus den Ergebnissen herauslesen, dass die Reform das Ausmaß der Armut für die meisten Haushaltstypen, mit Ausnahme der Alleinstehenden, abmildert.

4.5.3 Wohlfahrtseffekte der Hartz-IV-Reform

Eine weitere Analysemöglichkeit der Reform bietet nun die Wohlfahrtsanalyse. Die in Tabelle 52 enthaltenen Wohlfahrtseffekte legen nahe, dass es insgesamt einen Wohlfahrtsgewinn durch die Reform gegeben hat. Diese Schlussfolgerung lässt sich insbesondere aus den monetären Wohlfahrtsmaßen der kompensatorischen Variation (CV) und der äquivalenten Variation (EV) ablesen. Danach wäre der Wohlfahrtsgewinn in Geldeinheiten pro Kopf berechnet im Durchschnitt bei –16,16 Euro. Das negative Vorzeichen begründet den Wohlfahrtsgewinn, d.h., im Durchschnitt könnte den Haushalten 16,16 Euro weggenommen werden, damit sie nach wie vor die Reform akzeptieren („willingness to accept“).

Tabelle 52: Wohlfahrtsmaße der Hartz-IV-Reform für die Gesamtbevölkerung

	W(0.5)	W(1)	W(2)	W(Sen)	CV	EV
Status Quo	75,25	7,19	-9,67E-04	1.105,26		
Hartz-IV-Reform	0,41%	0,20%	5,23%	1,27%	-16,16	15,02

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen.

Notiz: Die monetären Wohlfahrtsmaße EV und CV resultieren aus der Angebotsschätzung der originären Parameter und haben daher kein Konfidenzbereich

Fett $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

Die äquivalente Variation (EV) ist positiv und liegt bei 15,02 Euro. Dies signalisiert ebenfalls einen Wohlfahrtsgewinn, wobei die Interpretation eine andere ist. Demnach wären die Haushalte bereit, im Durchschnitt 15,02 Euro zu zahlen, damit die Reform umgesetzt wird („willingness to pay“). Auch die weiteren Wohlfahrtsindices deuten auf einen Wohlfahrtsgewinn hin. Das Sen'sche Wohlfahrtsmaß, das auf dem Gini-Koeffizienten basiert, bestätigt den Rückgang der Ungleichheit durch einen leichten Anstieg des Wohlfahrtsmaßes um 1,27%. Die weiteren Wohlfahrtsmaße variieren an-

hand ihrer Ungleichheitsaversion. Der größte relative Anstieg zeigt sich beim Wohlfahrtsmaß W(2), das sehr sensitiv auf Änderungen im unteren Bereich der Einkommensverteilung reagiert. Somit bestätigt die Wohlfahrtsanalyse die Ergebnisse der Verteilungsanalyse. Gleiches gilt für die Analyse nach Untergruppen in Tabelle 53.

Hierbei ergibt sich der stärkste relative Wohlfahrtsgewinn für Alleinerziehende auf Basis des Sen'schen Wohlfahrtsmaßes mit 5,03%, W(0,5) mit 1,49% und W(1) mit 0,54%. Bei der Annahme einer höheren Sensitivität für Änderungen am unteren Ende der Einkommensverteilung W(2) zeigt sich der stärkste relative Effekt mit 11% nun bei kinderlosen Paaren. In Geldeinheiten gemessen liegt der größte Wohlfahrtsgewinn bei Alleinerziehenden. Dieser Haushaltstyp wäre durchschnittlich bereit, 57,86 Euro (EV) zu bezahlen, damit diese Reform in Kraft tritt, oder man könnte ihnen nach der Reform bis zu 64,29 Euro wegnehmen, damit sie diese Reform weiterhin akzeptierten. Weiter zeigen sich die größten Wohlfahrtsgewinne bei Paaren mit drei und mehr Kindern.

Tabelle 53: Wohlfahrtsmaße der Hartz-IV-Reform nach Haushaltstypen

Basis	W(0.5)	W(1)	W(2)	W(Sen)		
Residuale Gruppe	78,63	7,27	-8,42E-04	1.184,94		
Alleinstehende	71,32	7,06	-1,46E-03	968,81		
Alleinerziehende	63,42	6,87	-1,11E-03	814,54		
Verheiratete Paare ohne Kinder	77,78	7,26	-8,57E-04	1.180,94		
Verheiratete Paare mit 1 Kind	80,63	7,35	-7,03E-04	1.318,93		
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	78,71	7,31	-7,17E-04	1.267,14		
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	69,70	7,06	-9,23E-04	984,89		
Reform ALG II(Änderung in Prozent)	W(0.5)	W(1)	W(2)	W(Sen)	CV	EV
Residuale Gruppe	<u>0,43%</u>	0,17%	2,03%	<u>1,47%</u>	-11,66	11,0
Alleinstehende	0,07%	0,10%	<u>4,78%</u>	0,11%	-2,49	2,35
Alleinerziehende	1,49%	0,54%	5,39%	5,03%	-64,29	57,8
Verheiratete Paare ohne Kinder	0,52%	0,28%	<u>11,00%</u>	1,48%	-13,32	13,6
Verheiratete Paare mit 1 Kind	0,11%	<u>0,06%</u>	<u>1,89%</u>	0,34%	-18,96	14,3
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	0,27%	0,11%	1,56%	<u>0,89%</u>	-23,90	22,7 5
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	0,88%	0,32%	3,52%	2,97%	-25,90	25,6 2

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen.

Notiz: Die monetären Wohlfahrtsmaße EV und CV resultieren aus der Angebotsschätzung der originären Parameter und haben daher kein Konfidenzbereich

Fett p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

Diese wären aber nur noch bereit, 25,62 Euro zu bezahlen, damit diese Reform kommt, oder man könnte ihnen nach der Reform noch 25,90 Euro wegnehmen. Am wenigsten bereit, etwas zu zahlen, wären Alleinstehende, obwohl auch hier noch ein Wohlfahrtsgewinn vorliegt. Die Armutsanalyse hat gezeigt, dass sich das Armutsrisiko für diesen Haushaltstyp über alle Armutsdimensionen hinweg signifikant erhöht, somit ist der geringe positive Wohlfahrtseffekt auch Ausdruck dieser Verteilungswirkungen. Wie bereits in Abschnitt 3.1 angedeutet, ist ein intersubjektiver Vergleich, wie er nun auch zwischen den Haushalten gezogen wurde, eigentlich nicht möglich. Selbst der Vergleich der Höhe der EV oder CV ist nicht sehr informativ, da diese unterschiedliche Niveaus beinhaltet. (Aaberge/Colombino 2000) führen als Möglichkeit, einen solchen Vergleich herzustellen an, die EV und CV im Sinne von (Hammond 1990) nach bestimmten Wohlfahrtskriterien auszugeben, wie es im Prinzip für die Haushaltstypen auch gemacht wurde. Eine weitere Möglichkeit ist die Darstellung, wie auch schon in der Ungleichheitsanalyse, nach Einkommensdezilen. Dabei werden wiederum homogenere Gruppen zusammengefasst, wenngleich eine weitere Unterteilung nach Haushaltstypen noch informativer wäre. Dies wurde aus Gründen der Übersicht jedoch nicht durchgeführt, und ein Blick auf die Tabelle 54 gewährt auch ohne diese weitere Unterteilung wichtige Informationen.

Tabelle 54: Wohlfahrtsmaße EV und CV der Hartz-IV-Reform nach Dezilen

	Veränderung gegenüber Status Quo	
	Äquivalente Variation (EV)	Kompensatorische Variation (CV)
1. Dezil	113,01	-126,70
2. Dezil	21,68	-28,43
3. Dezil	16,59	-14,87
4. Dezil	1,74	-1,48
5. Dezil	-2,79	3,46
6. Dezil	-0,99	1,45
7. Dezil	-0,51	0,54
8. Dezil	-5,14	5,78
9. Dezil	-5,62	5,63
10. Dezil	-1,28	1,43

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004

Demnach zeigt sich bis zum 4. Dezil ein Wohlfahrtsgewinn, wobei dieser für die untersten beiden Dezile am größten ist. In diesem stimmt das Ergebnis mit der Ungleichheitsanalyse überein. Anders als in der Ungleichheitsanalyse zeigen sich nun allerdings auch noch im 3. und 4. Dezil durchschnittliche (Wohlfahrts-)Gewinne. Ab dem 5. Dezil kommt es jedoch zu einem durchschnittlichen Wohlfahrtsverlust, auch wenn die Höhe des Verlustes zwischen dem 5. und 10. Dezil schwankt.

4.6 Fazit

Um die Effekte der Hartz-IV-Reform noch detaillierter untersuchen zu können, wurde das bestehende methodische Instrumentarium um den Punkt unfreiwillige Arbeitslosigkeit, das *random parameters logit*-Modell und ein Wohlfahrtsmodul erweitert. Dazu wurden Bootstrap-Verfahren angewandt, um die zu erwartenden Effekte zu bestimmen und diese auf Signifikanz überprüfen zu können. Die Arbeitsangebotseffekte sind insgesamt negativ. Dabei konnte aber nun gezeigt werden, dass beispielsweise Single-Männer keine signifikanten Arbeitsangebotseffekte aufweisen. Paar-Männer erhöhen ihr Arbeitsangebot, wenn auch nur sehr gering, signifikant um 34.438 Vollzeitäquivalente (davon 20.959 durch Partizipation). Paar-Frauen verringern dagegen ihr Arbeitsangebot um –15.303 Vollzeitstellen (hier ist der Partizipationseffekt sogar betragsmäßig höher mit –21.699). Dieser Rückgang erfolgt also hauptsächlich auf der extensiven Arbeitsangebotsseite, d.h., sie hören auf zu arbeiten.

Eine Zerlegung der Effekte nach bestimmten Haushaltsgruppen konnte keine systematischen Unterschiede in puncto Qualifikation oder Anzahl der Kinder offenbaren. Auch Single-Frauen verringern signifikant ihr Arbeitsangebot um –27.166 Vollzeitstellen (davon –19.884 durch einen Wechsel in Nichtpartizipation). Paar- und Single-Frauen ziehen sich demnach beide aus dem Arbeitsmarkt zurück. Dieses Ergebnis legt nahe, dass sich Frauen vermehrt der häuslichen Betreuung der Kinder widmen. Auch die Ergebnisse nach den Haushaltstypen differenziert scheinen dies zu bestätigen: So findet sich der stärkste relative reine Partizipationseffekt der Single-Frauen mit –3,03% bei Hochqualifizierten mit drei und mehr Kindern, obwohl dies allerdings nur 1.294 Vollzeitstellen

darstellen. Aber auch bei anderen hochqualifizierten Frauen ist der Rückgang signifikant. Bei gemischt-flexiblen Paaren ist der Rückgang mit –48.921 Vollzeitstellen am deutlichsten. Dieser resultiert darüber hinaus beinahe zu 100% aus dem Rückgang der Partizipation. Addiert man nun alle signifikanten Effekte von Paaren und Singles, so kommt man insgesamt auf einen Rückgang von etwa –56.951 Vollzeitäquivalenten oder –71.314 Personenäquivalenten. Der Arbeitsangebotseffekt ist demnach zwar gering, aber von der Tendenz her negativ.

Die Verteilungsanalyse beinhaltet neben den bereits bekannten Ergebnissen aus der Studie (*Clauss/Schnabel 2008*), dass insbesondere Familien mit vielen Kindern sowie die untersten Einkommensdezile dazugewinnen und dass das Armutsrisiko der Armutstiefe und -intensität (Risk1 +30,37%, Risk2 +34,81%) für Alleinstehende ansteigt. Ein neues Ergebnis ist auch, dass der relative Rückgang der Ungleichheit bei Annahme einer höheren Ungleichheitsaversion für kinderlose Paare am stärksten ist, so z.B. für das Entropie-Maß GE(–1) mit –38,61% und das Atkinson-Maß A(2) mit –31,60%.

Insgesamt kommt es zu einem signifikanten Rückgang aller relativen Armutsdimensionen: Armutsquote (FGT0, –12,69%), Armutstiefe (FGT1, –25,38%) und Armutsintensität (FGT2, –35,38%). Dieses Ergebnis lässt sich so interpretieren, dass die Armen „gleicher“ werden oder die Einkommen unterhalb der Armutsgefährdungsgrenze sich einander auf höherem Niveau annähern. Bewertet man dieses Ergebnis anhand dessen, was durch die Reform beabsichtigt ist, nämlich die Zusammenlegung der Arbeitslosen- und Sozialhilfe auf einem höheren Grundsicherungsniveau, dann kann dies als Erfolg bzw. als Zielerreichung interpretiert werden. Bei der Analyse nach Untergruppen wird deutlich, dass vor allem für Alleinstehende, wie bereits beschrieben, das Armutsrisiko im Vergleich zum Gesamtdurchschnitt zunimmt. Beispielsweise steigt die Armutsquote im Vergleich zum Gesamtdurchschnitt signifikant um 15,45% (Risk0). Auf der anderen Seite erfahren insbesondere Alleinerziehende, Paare mit einem Kind und kinderreiche Paare einen deutlichen signifikanten Rückgang aller Armutsdimensionen. Bei kinderlosen verheirateten Paaren und Paaren mit zwei Kindern verringern sich dagegen noch Armutstiefe und die Armutsintensität (FGT1, FGT2) signifikant. Dies gilt auch im Ver-

gleich zum Gesamtdurchschnitt. Es lässt sich also schlussfolgern, dass sich insgesamt die Armutssituation für verheiratete Paare mit und ohne Kinder sowie Alleinerziehende durch die Reform verbessert, während sich die Situation für Alleinstehende relativ gesehen verschlechtert.

Eine weitere Erweiterung der Analyse besteht nun in der Bewertung der Reform unter Wohlfahrtsgesichtspunkten. Hierzu werden die monetären Kompensationsmaße Äquivalente Variation (EV) und Kompensatorische Variation (CV) verwendet, da der Haushaltsnutzen nur auf einer ordinalen Skala gemessen werden kann und somit kein intersubjektiver Vergleich wie im Falle eines kardinalen Nutzens möglich ist. Während die EV die maximale Zahlungsbereitschaft angibt, beschreibt die CV die maximale Akzeptanzbereitschaft. Aggregiert man nun die individuellen Maße, so ergibt sich eine maximale Zahlungsbereitschaft (EV) von 15,02 Euro. Das positive Vorzeichen deutet demnach auf einen durchschnittlichen Wohlfahrtsgewinn. Auf der anderen Seite liegt die Akzeptanzbereitschaft bei -16,16 Euro, d.h., dass man allen Personen im Durchschnitt 16,16 Euro wegnehmen könnte, damit sie die Hartz-IV-Reform immer noch akzeptieren. In der Analyse nach Haushaltstypen zeigt sich ein ähnliches Bild wie bereits in der Ungleichheitsanalyse. Die Kompensationsmaße sind absolut gesehen bei Alleinerziehenden und Paaren mit drei und mehr Kindern am größten. Zieht man jedoch andere Wohlfahrtsmaße hinzu und erlaubt für eine höhere Ungleichheitsaversion, so zeigen sich auch hier bei kinderlosen Paaren die größten Wohlfahrtseffekte bei W(2) mit +11%.

Eine weitere Zerlegung der Wohlfahrtseffekte nach Dezilen, um der Problematik einer Vergleichbarkeit zu begegnen, offenbart ebenfalls, dass die stärksten Wohlfahrtsgewinne in den untersten beiden Dezilen zu verzeichnen sind. Anders als bei der Ungleichheitsanalyse finden sich hier jedoch auch noch im 3. und 4. Einkommensdezil durchschnittliche (Wohlfahrts-)Gewinne. Das Ergebnis, dass ab dem 5. Dezil durchschnittliche Wohlfahrtsverluste entstehen, lässt aber keine eindeutige Präferenzordnung mehr für den Fall eines rationalen wohlwollenden Diktators zu. Dies wäre nur dann möglich, wenn es über alle Dezile hinweg Wohlfahrtsgewinner. Somit liegt es im Ermessen der politischen Akteure zu urteilen, warum diese Reform gegenüber dem Status quo präferiert

werden soll: z.B. wenn die Anzahl der Gewinner die Anzahl der Verlierer übersteigt, Effizienzsteigerung, Reduzierung der Ungleichheit oder Armut.

Gemessen an den negativen Arbeitsangebotswirkungen und den im Durchschnitt für die meisten Dezilen negativen Einkommenswirkungen und Wohlfahrtswirkungen lässt sich keine eindeutige Präferenz für diese Reform ableiten. Auch der Anstieg des durchschnittlichen verfügbaren Einkommens zeigt weiter, dass die Reform zusätzliche Ausgaben benötigt und somit nicht budgetneutral ist. Wenn also keine eindeutige Präferenz abzuleiten ist, dann müssen die beabsichtigten Beschäftigungs- und Verteilungsziele entweder für die Gesamtbevölkerung oder für bestimmte Haushaltstypen transparent gemacht werden, um diese auf ihre Erreichung und die damit verbundenen Konsequenzen hin überprüfen zu können.

5 Arbeitsangebotseffekte, Verteilungswirkungen und Wohlfahrtseffekte des „Solidarischen Bürgergelds“ nach Althaus

5.1 Einleitung

Das „Solidarische Bürgergeld“ ist ein vom ehemaligen thüringischen Ministerpräsidenten Dieter Althaus (*Althaus 2007*) vorgeschlagenes Reformkonzept zur Stabilisierung der sozialen Sicherungssysteme und zur Förderung der Arbeit im Niedriglohnsektor. Das Konzept sieht neben der Einführung einer zweistufigen *Flat-tax*-Einkommensteuer eine Umgestaltung der Kranken-, Pflege und Rentenversicherung bei gleichzeitiger Abschaffung der Arbeitslosenversicherung sowie die Einführung eines bedingungslosen Grundeinkommens in Höhe des soziokulturellen Existenzminimums vor. In diesem Grundeinkommen werden alle bisherigen Sozialtransfers einschließlich Grundsicherung zusammengefasst und damit faktisch abgeschafft. Grundidee ist dabei auch die Entkopplung der Sozialbeiträge von der Erwerbstätigkeit, da hierdurch der Faktor Arbeit zusätzlich belastet werde. Althaus hält einen solchen radikalen Schritt für notwendig, um die Zukunft des Sozialstaats zu sichern, da dieser aufgrund demografischer, wirtschaftlicher und gesellschaftlicher Umbrüche gefährdet sei. Darüber hinaus verspricht er sich davon eine Zunahme der Solidarität innerhalb der Bevölkerung in Form von ehrenamtlichen Tätigkeiten und familiären Engagements. Da das Grundeinkommen an keine Erwerbstätigkeit oder Gegenleistungen geknüpft ist, kann somit die freie Zeit bei Nichtpartizipation hierfür verwendet werden. Die auf den ersten Blick innovativ erscheinende Idee eines universellen garantierten und bedingungslosen Grundeinkommens zur Beseitigung von Massenarbeitslosigkeit und zur Stützung des sozialen Sicherungssystems lässt sich im Grunde jedoch sehr weit in der ökonomischen, politischen oder philosophischen Ideenwelt zurückverfolgen. Gedanken in dieser Richtung finden sich bereits bei dem amerikanischen Revolutionär Thomas Paine (siehe *Foner 1945*) oder dem Philosophen und einem der Hauptvertreter des Empirismus (*John Locke 1767*). Aber auch von dem Bürgerrechtler *Martin Luther King Jr.* wurde bereits ein garantiertes Mindestein-

kommen gefordert. Mit dem Vorschlag einer negativen Einkommensteuer hielt die Idee eines bedingungslosen Grundeinkommens in den 1960er Jahren schließlich auch Einzug in die ökonomische Literatur. Die Nobelpreisträger (*Milton Friedman 1962*) und James Tobin (siehe *Tobin/Pechmann/Mieskowski 1967*) gehörten dabei zu den ersten Befürwortern, die die Einführung eines solchen sozialen Sicherungssystems forderten.⁵¹ Eine Definition des bedingungslosen Grundeinkommens in seiner ursprünglichen Form findet sich bei (*van Parijs 1995*) und (*Ackermann/Alstott/Parijs 2003*). Nach dieser Definition und in dieser Form – nicht als negative Einkommensteuern – wurde es bisher nur in Alaska realisiert und soll in Brasilien bis 2010 etabliert werden. Weitere Bestrebungen gibt es etwa in Namibia und in der Mongolei. Daneben gibt es in Deutschland einen ersten Feldversuch der Breuninger Stiftung, bei dem in zwei wirtschaftlich unterschiedlich starken Regionen – Brandenburg und Raum Stuttgart – je 100 Personen über zwei Jahre ein festes Grundeinkommen von 800 Euro netto ausgezahlt wird. Der praktische Unterschied zwischen einem bedingungslosen Grundeinkommen und einer negativen Einkommensteuer liegt darin, das Ersteres ex ante als reguläres Einkommen ausbezahlt, während Letzteres ex post über die Einkommensteuererklärung ermittelt und dann von den Finanzämtern gezahlt wird. So gesehen funktioniert die negative Einkommensteuer wie ein ausbezahlter Steuerkredit, der sich mit der Höhe des zu versteuernden Einkommens verringert. Analog verhält es sich auch mit dem „Solidarischen Bürgergeld“, das anders jedoch als die bekannten Wohlfahrtsprogramme AFDC, EITC und FSP in den USA oder WFTC in UK (jetzt WTC und CTC), die auch als Steuerkredit ausbezahlt werden, nicht an die Bedingung einer Erwerbstätigkeit geknüpft ist.

Die Idee eines Grundeinkommens wurde in Deutschland bereits in den 1980er intensiv diskutiert (*Opielka/Vobruba 1986, Schmid 1984*) und befindet sich nach wie vor auf der politischen Agenda (siehe Regierungsprogramm der CDU/CSU/FDP 2009) oder ist Gegenstand der Forschung wie in dem oben beschriebenen Feldversuch. Das „Solidarische

⁵¹ Siehe auch (*Rhys-Williams 1953*).

Bürgergeld“ von Althaus ist dabei allerdings nur eines von vielen vorgeschlagenen Konzepten (weitere stammen z.B. von dem Ökonomen Joachim Mitschke, dem Gesellschafter der Drogeriekette *dm* Götz Werner, Helmut Pelzer mit dem Ulmer Modell sowie von den Parteien Bündnis 90/Die Grünen, Der LINKEN oder der FDP mit dem „Liberalen Bürgergeld“ – wobei es sich hier nicht um ein bedingungsloses Grundeinkommen handelt).

Die vorliegende Studie untersucht nun die Arbeitsangebotseffekte, Verteilungswirkungen und Wohlfahrtseffekte des „Solidarischen Bürgergelds“ nach Althaus. Bisher gibt es hierzu nur wenige Studien: (*Opielka/Strengmann-Kuhn 2007*), (*Straubhaar/Hohenleitner 2007*), (*Bonin/Schneider 2007*). Während (*Opielka/Strengemann-Kuhn 2007*) lediglich der Frage nachgehen, ob ein solches System überhaupt finanzierbar wäre und wie die Ausgestaltung im Falle einer budgetneutralen Version aussähe, verwenden (*Straubhaar/Hohenleitner 2007*) ein stilisiertes Modell, um neben den fiskalischen Effekten auch die Beschäftigungswirkungen zu bestimmen. Arbeitsangebots- und Wohlfahrtseffekte sowie Verteilungswirkungen werden nicht untersucht. In (*Bonin/Schneider 2007*) werden jedoch die Angebotseffekte mit 600.000 Vollzeitäquivalenten beziffert, Verteilungswirkungen und Wohlfahrtseffekte bleiben aber auch hier unberücksichtigt. Des Weiteren wird in dieser Studie angenommen, dass seitens der Arbeitsnachfrageseite keine Rationierungen und damit unfreiwillige Arbeitslosigkeit existiert. Zwar argumentieren viele der Befürworter des bedingungslosen Grundeinkommens, dass dieses Phänomen aufgrund der damit nicht mehr existierenden Armutsfälle beseitigt würde, dabei vergessen sie jedoch, dass die aus dem Markt scheidenden Personen nicht 1:1 durch Personen, die in den Markt streben, ersetzt werden können. Viel plausibler scheint es jedoch anzunehmen, dass nicht alle der nun in Markt strebenden Personen, wie es die Studie (*ebd.*) andeutet, auch tatsächlich in Beschäftigung kommen werden. Obwohl Auswirkungen auf die Rationierungswahrscheinlichkeit nicht ausgeschlossen sind, soll daher angenommen werden, dass sich diese durch die vorliegende Reform nicht ändern wird. Es ist daher zu erwarten, dass die deutlichen Partizipationseffekte insgesamt zurückgehen dürften. Im folgenden Abschnitt sollen das Konzept

des „Solidarischen Bürgergelds“ und die theoretisch zu erwartenden Effekte beschrieben werden. Im Anschluss daran werden in Abschnitt 5.4 die Ergebnisse des Mikrosimulationsmodells präsentiert und diskutiert. Der Abschnitt 5.5 schließt mit einem Fazit.⁵²

5.2 Das Solidarische Bürgergeld nach Althaus

Das von Althaus vorgeschlagene Konzept vereinigt verschiedene einzelne Reformansätze zu einem Gesamtpaket. Zum einen soll ein bedingungsloses Grundeinkommen in Form einer negativen Einkommensteuer im Sinne von (*Friedman 1962*) eingeführt werden. Dazu werden auf der Transferseite alle existierenden Sozialtransfers wie Arbeitslosengeld I und II, Wohngeld, Sozialhilfe, Erziehungsgeld (Elterngeld seit 2007) Kindergeld und Kinderzuschlag in diesem Grundeinkommen in Höhe von 800 Euro pro Monat oder 9.600 Euro jährlich zusammengefasst, auf das jede erwachsene Person einen gesetzlichen Anspruch hat, unabhängig davon, ob man arbeitet oder nicht. Für jedes Kind gibt es noch einmal 500 Euro pro Monat oder 6.000 Euro jährlich. Dabei enthalten diese Beträge eine Kopfpauschale von 200 Euro pro Monat oder „Gesundheitsprämie“, die an die Krankenversicherung abzuführen ist (netto bleiben also 600 Euro für jeden Erwachsenen und 300 Euro für jedes Kind). Damit entfallen also auch die Beiträge zur Kranken- und Pflegeversicherung, aber auch die der Arbeitslosenversicherung. Die Transferentzugsrate des Grundeinkommens beträgt 50% und greift bereits ab dem ersten hinzuverdienten Euro.

Zum anderen wird auf der Steuerseite das linear progressive Steuersystem durch eine proportionale Einkommensteuer oder *flat tax* in Höhe von 25%, bei einem Freibetrag von 400 Euro pro Monat (4.800 Euro jährlich) ersetzt. Damit wird es zu einer indirekt

⁵² Die Abschnitte 5.2 bis einschließlich 5.3 basieren größtenteils auf (*Horstschräer/Clauss/Schnabel 2010*)

progressiven Einkommensteuerformel. Die Regelung greift ab einem Einkommen oder Transfergrenze von 1.600 Euro pro Monat (19.200 Euro jährlich), da hier die Transferleistungen auslaufen. Aus dem Nettoempfänger von Transferleistungen (negativen Einkommensteuern) wird oberhalb dieser Einkommensschwelle ein Nettozahler von (positiven) Einkommensteuern. Die Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung wird ebenfalls reformiert. Personen ab 67 Jahren erhalten zusätzlich zum regulären Grundeinkommen eine Zusatzrente in Abhängigkeit vom früheren Einkommen und Beschäftigungsdauer, die jedoch auf maximal 600 Euro pro Monat begrenzt ist.

Die Finanzierung dieses Reformvorhabens soll sich zum einen aus der erweiterten Steuerbasis ergeben. So werden sämtliche Freibeträge sowie das Ehegatten-Splitting mit gemeinsamer Veranlagung abgeschafft und alle Einkommensarten einheitlich besteuert. Des Weiteren wird mit Einsparungen bei den Verwaltungskosten gerechnet, die sich durch das vereinfachte Steuer-Transfersystem und den damit verbundenen Bürokratieabbau ergeben sollen. Zur Finanzierung der Zusatzrente und der Rentenzulage soll bei den Arbeitgebern eine Lohnsummensteuer auf alle gezahlten Arbeitsentgelte (auch die der Beamten) in Höhe von 12% erhoben werden. Nach der Übergangszeit und dem Auslaufen dieser Rentenzulage soll diese Steuern dann gesenkt und der verbleibende Anteil langfristig und ausschließlich für die Zusatzrente verwendet werden.

Folgende integrierte Steuer-und Transferformel auf Basis des Jahreseinkommens ergibt sich demnach für jedes Individuum:

$$T_i = \begin{cases} 0,5 \, zvE_i - 9.600 < 0 & \text{für } 0 < zvE_i < 19.200 \text{ Euro} \\ 0,25 \, zvE_i - 4.800 \geq 0 & \text{für } zvE_i \geq 19.200 \text{ Euro} \end{cases} \quad (5-1)$$

T_i : (Negativ-)Steuerschuld, zvE_i : zu versteuerndes Einkommen

Damit lässt sich nochmals formal aufzeigen, was bereits weiter oben beschrieben wurde. Bei einem zu versteuernden Einkommen von null ($zvE_i=0$) beträgt die (negative)

Steuerschuld $T_i = (-9.600)$ Euro pro Jahr oder -800 Euro pro Monat. Dieser Betrag wird also von den Finanzämtern überwiesen und stellt somit das sogenannte Bürgergeld dar. Bei einem zu versteuernden Einkommen von genau 19.200 Euro jährlich ist die Steuerschuld gerade null. Erst ab einem zu versteuernden jährlichen Einkommen über 19.200 Euro resultiert dann eine positive Steuerschuld.

5.3 Theoretische Wirkungsanalyse

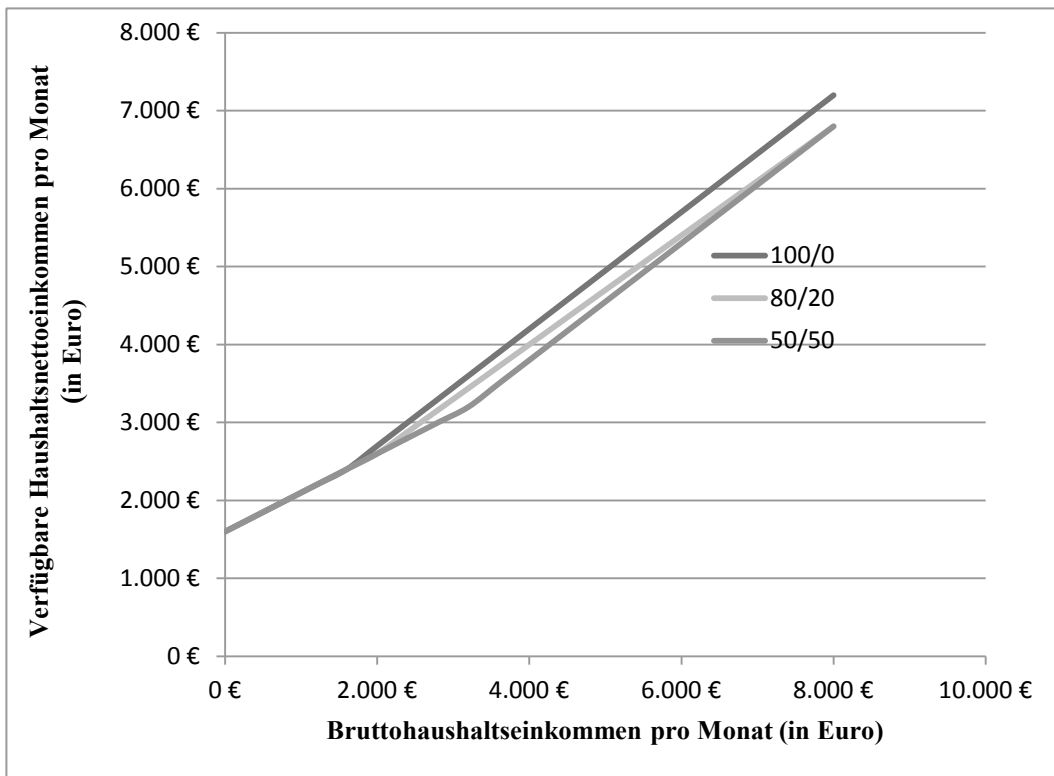
Bevor die Ergebnisse der Reform aufgezeigt werden, soll vorher noch einmal theoretisch überlegt werden, mit welchen Wirkungen auf die extensive und die intensive Arbeitsangebotsentscheidung zu rechnen ist. Da das Bürgergeld in der Höhe des bisherigen Sozialniveaus bei Nichtpartizipation liegt, ist davon auszugehen, dass auf der extensiven Arbeitsangebotsseite durch die Reform kein Einkommenseffekt, sondern nur ein Substitutionseffekt durch die Verringerung der marginalen Transferenzugsraten wirken wird. Entlang der intensiven Arbeitsangebotsseite wirken jedoch beide Effekte, und so kann es auch zu unterschiedlichen Ergebnissen kommen: 1) Substitutionseffekt überwiegt Einkommenseffekt, 2) Substitutionseffekt entspricht dem Einkommenseffekt oder 3) Einkommenseffekt überwiegt den Substitutionseffekt. Im ersten Fall erhöht die Person im Falle einer Verringerung des marginalen Grenzsteuersatzes das Arbeitsangebot: Da nun vom Einkommen noch mehr bleibt, besteht ein Anreiz, noch mehr hinzuzuverdienen. Im zweiten Fall ändert die Person ihr Arbeitsangebot überhaupt nicht; und im dritten Fall wird das Arbeitsangebot reduziert, da nun mit weniger Arbeit das gleiche Einkommen erzielt werden kann. Diese möglichen Wirkungsmechanismen gelten dabei zunächst stilisiert nur für Singles. Nun wird die Situation noch einmal viel komplizierter, wenn man Paare betrachtet. Hier kann man einmal nach den Wirkungen auf den Hauptverdiener und einmal auf den Zweitverdiener differenzieren. Der Hauptverdiener ist i. d. R. derjenige mit dem höheren Einkommen (meistens ist dies der Mann). Der Zweitverdiener ist in den meisten Haushalten die Frau. Das bisherige System sieht eine gemeinsame steuerliche Veranlagung (Splitting) vor, d.h., die Einkommen der Partner werden addiert und der Durchschnitt gebildet. Auf Basis dieses Durchschnittseinkommens wird dann die Einkommensteuerformel angewendet. Mit dieser Methode lässt sich

der größte Steuervorteil dann erzielen, wenn beispielsweise ein Partner kein zu versteuerndes Einkommen besitzt. Diesen impliziten Vorteil, den das Steuersystem an dieser Stelle bietet, wird auch von vielen Haushalten genutzt. Dass hierdurch mögliche Fehlanreize zur Verringerung der Arbeitszeit oder zur Arbeitsaufnahme gesetzt werden⁵³, scheint sich teilweise in der geringeren durchschnittlichen Arbeitszeit sowie der häufigeren Nichtpartizipation von Paar-Frauen zu bestätigen.

Das Bürgergeld sieht nun unter anderen die Umstellung dieser gemeinsamen steuerlichen Veranlagung auf eine individuelle Veranlagung vor. Das bedeutet nun, dass jedes erwachsene Haushaltsmitglied Anspruch auf dieses Bürgergeld hat, unabhängig davon, ob gearbeitet wird oder nicht. Obwohl durch den Übergang zu einer individuellen Besteuerung diese Fehlanreize, die das Ehegatten-Splitting verursacht, beseitigt werden sollen, zeigen sich wiederum andere Fehlanreize, wie in Abbildung 5 gezeigt wird. Danach gibt es einen finanziellen Unterschied, je nachdem, wie sich das Bruttohaushaltseinkommen zusammensetzt. Verdient beispielsweise ein Ehepartner alleine 4.000 Euro und der andere erzielt kein Einkommen aus Erwerbstätigkeit, so verbleiben von dem Bruttoeinkommen nach Abzug der Steuern 3.400 Euro. Da der zweite Ehepartner nicht erwerbstätig ist, erhält dieser das bedingungslose Grundeinkommen in Höhe von 800 Euro.

⁵³ Dies wird zudem durch die Wahl der Steuerklasse verschärft. Bisher sind bei Paaren mit großen Einkommensunterschieden der Besserverdienende in der Steuerklasse III und der Geringerverdienende in der Steuerklasse V. Der Steuervorteil (Splitting-Vorteil) aus der gemeinsamen Veranlagung wurde dann demjenigen in der Steuerklasse III auf der Lohnsteuerkarte berücksichtigt, sodass sich rein technisch für die Steuerklasse V eine höhere steuerliche Belastung auf der Karte ergibt, was somit mögliche Fehlanreize bei dem Geringerverdienenden setzt. Diesem rein psychischen Phänomen – das Haushaltseinkommen bleibt ja am Ende des Jahres das gleiche – wurde dadurch Rechnung getragen, dass ab 2010 nun Doppelverdiener-Paare nach dem so genannten „optionalen Faktorverfahren“ besteuert werden können, das bedeutet, dass dieselben Paare nun anstelle der Aufteilung III und V, beide in die Klassen IV wechseln können, wobei der Steuervorteil nun auf beide gleich aufgeteilt wird.

Abbildung 5: Haushaltseinkommen für ein Ehepaar bei unterschiedlicher Arbeitsaufteilung



Quelle: Eigene Darstellung

Zusammen kommen sie damit auf ein verfügbares Haushaltseinkommen von 4.200 Euro. Wenn nun das gemeinsame Bruttoeinkommen von beiden Partnern in gleicher Höhe erwirtschaftet wird, also beide verdienen 2.000 Euro, dann verbleiben für jeden nach Abzug der Steuern 1.900 Euro und zusammen 3.800 Euro. Damit haben sie bei gleichem Bruttohaushaltseinkommen, jedoch bei gleichen Anteilen, ein niedrigeres verfügbares Einkommen, als wenn das gleiche Einkommen nur von einer Person im Haushalt verdient würde. Aus der Grafik lässt sich auch erkennen, dass dieser finanzielle Unterschied bei gleicher Aufteilung maximal ist. Bei einer anderen Aufteilung ist dieser finanzielle Unterschied in einem gewissen Einkommensbereich geringer, nähert sich aber mit zunehmendem Einkommen der maximalen Differenz von –400 Euro an. Diese ergibt sich aus der Differenz der Freibeträge unterhalb und oberhalb der Transfergrenze.

5.4 Ergebnisse

Die vorliegenden Simulationsrechnungen und Schätzungen basieren auf den SOEP-Daten der Welle 2006. Das bedeutet nun, dass als Status quo oder Basisszenario der Rechtsstand in 2006 verwendet wird. Dieser Rechtsstand beinhaltet unter anderem die im vorigen Kapitel analysierte Hartz-IV-Regelung. Innerhalb des Jahres 2006 kam es jedoch noch zu Modifikationen des ALG II. So wurde die Regelleistung zum 1. Juli 2006 nun auch für Ostdeutschland auf 345 Euro angehoben. Damit gilt bundesweit ein einheitlicher Regelsatz. Zusätzlich wurde der Umzug von erwachsenen Kindern bis unter 25 Jahren erschwert und deren Regelleistung auf einen Anteil von 80% der Regelleistung gekürzt. Änderungen gab es auch in der Einkommensteuerformel im Vergleich zu 2004. Im Folgenden wird nun auf Basis dieses veränderten Status quo die Effekte von Althaus' Vorschlag analog zur Hartz-IV-Studie untersucht.

5.4.1 Arbeitsangebotseffekte des Solidarischen Bürgergelds

Dieser Abschnitt beinhaltet die Arbeitsangebotswirkungen des Althaus'schen Vorschlags. In Tabelle 55 sind die Arbeitsangebotseffekte für Paare dargestellt. Dabei zeigen sich überaus deutliche Wirkungen bei Männern, insgesamt stieg die Partizipation um 345.326 Personen an. Der Arbeitszeiteffekt liegt insgesamt sogar bei 503.173 Vollzeitäquivalenten. Bei Frauen ist der Partizipationseffekt in Personenäquivalenten jedoch negativ: So würden 83.817 Paar-Frauen in die Nichtpartizipation wechseln. Jedoch ist bei Paar-Frauen auch der Arbeitszeiteffekt positiv mit 62.349 VÄQ. Innerhalb der Teilgruppen zeigt sich bis auf wenige Ausnahmen ein einheitliches Bild: Während bei hochqualifizierten Paaren der Mann nun partizipiert, wechselt die Frau in die Nichtpartizipation. Sehr deutlich sind diese gegenläufigen Effekte bei HFHM2, die Partizipation der Männer steigt hier um 50.850 Personen, die der Frauen sinkt um -47.538 Personen. Ähnlich ist es auch bei HFHM1 und HFHM0, nur bei Paaren mit mehr als zwei Kindern HFHM3 steigt auch bei den Frauen die Partizipation. Was den Arbeitszeiteffekt bei Männern betrifft, so finden sich zwei Drittel der absoluten Effekte bei HFHM1 mit 126.074 VÄQ, HFHM2 mit 85.339 VÄQ und HFHM0 mit 75.991 VÄQ. Der stärkste relative Effekt für Männer zeigt sich jedoch bei GFGM3 mit 1,35% (20.286 VÄQ).

Tabelle 55: Gesamte Arbeitsangebotseffekte des Solidarischen Bürgergelds für flexible Paare in einem *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Paare, flexibel	Partizipationseffekt Frauen		Partizipationseffekt Männer		Arbeitszeiteffekt Insgesamt Frauen		Arbeitszeiteffekt Insgesamt Männer	
	in Personen		in Personen		in Vollzeitäquivalenten		in Vollzeitäquivalenten	
	(in %-Punkten)		(in %-Punkten)		(in %)		(in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GFGM0	1.909	330	7.393	333	2.131	283	7.933	363
	3,478	0,601	13,473	0,606	0,150	0,020	0,559	0,026
GFHM0	291	1.285	32.412	961	2.838	1.018	36.611	1.006
	0,088	0,389	9,811	0,291	0,018	0,006	0,228	0,006
HFGM0	-4.633	653	<u>142</u>	70	-3.224	606	1.611	248
	-3,208	0,453	0,099	0,048	-0,029	0,005	0,014	0,002
HFHM0	-17.536	2.263	42.706	1.077	2.604	2.249	75.991	1.715
	-0,962	0,124	2,342	0,059	0,002	0,002	0,053	0,001
GFGM1	<u>1.723</u>	721	9.822	394	2.468	469	11.382	461
	1,738	0,727	9,909	0,397	0,112	0,021	0,518	0,021
GFHM1	2.246	1.567	39.809	1.318	3.853	940	44.165	1.433
	1,071	0,747	18,984	0,628	0,074	0,018	0,846	0,027
HFGM1	-5.700	713	11.008	472	-541	691	14.889	520
	-4,045	0,506	7,812	0,335	-0,008	0,011	0,228	0,008
HFHM1	-21.294	3.259	81.452	1.926	25.985	2.978	126.074	2.414
	-0,971	0,149	3,713	0,088	0,024	0,003	0,114	0,002
GFGM2	-729	550	11.086	496	1.290	430	12.319	517
	-0,625	0,472	9,507	0,425	0,036	0,012	0,345	0,014
GFHM2	-33	973	14.443	512	2.747	681	19.757	579
	-0,011	0,324	4,806	0,170	0,040	0,010	0,290	0,008
HFGM2	-2.655	552	6.958	279	-25	431	9.416	319
	-1,592	0,331	4,171	0,168	0,000	0,009	0,191	0,006
HFHM2	-47.538	2.770	50.850	1.199	<u>4.603</u>	2.091	85.339	1.551
	-2,401	0,140	2,569	0,061	0,006	0,003	0,104	0,002
GFGM3	3.587	1.045	17.909	602	2.864	799	20.286	667
	2,991	0,871	14,932	0,502	0,190	0,053	1,346	0,044
GFHM3	-115	832	6.992	229	4	560	10.510	317
	-0,064	0,462	3,882	0,127	0,000	0,017	0,310	0,009
HFGM3	-1.359	383	-10	18	-297	265	476	85
	-3,632	1,025	-0,026	0,049	-0,025	0,022	0,039	0,007
HFHM3	7.794	1.445	12.342	399	12.991	1.118	21.862	634
	1,304	0,242	2,065	0,067	0,097	0,008	0,163	0,005
Total	-83.817	6.138	345.326	3.463	62.349	5.405	503.173	4.143
	-0,967	0,071	3,985	0,040	0,015	0,001	0,119	0,001

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen.

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Auch eine Zerlegung des Arbeitszeiteffekts bestätigt die bisher dargelegte Wirkungsrichtung. Ein Anstieg der Partizipation bei Männern geht mit einem Rückgang der Partizipation der Frau einher. Insgesamt fallen bei Frauen 107.713 Vollzeitstellen weg, dafür

liegt der Anstieg bei den Männern bei 180.129 Vollzeitäquivalenten. Auf der intensiven Arbeitsangebotsseite sind dagegen die Effekte für Frauen und Männer positiv. Demnach würden Frauen ihre Arbeitszeit um 170.062 VÄQ und Männer um 320.044 VÄQ erhöhen.

Tabelle 56: Aufteilung des Arbeitszeiteffekts des Solidarischen Bürgergelds für flexible Paare in einem random parameters logit-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Paare, flexibel	Arbeitszeiteffekt Reine Partizipation Frauen in Vollzeitäquivalenten (in %)		Arbeitszeiteffekt Reine Partizipation Männer in Vollzeitäquivalenten (in %)		Arbeitszeiteffekt Reine Arbeitszeit Frauen in Vollzeitäquivalenten (in %)		Arbeitszeiteffekt Reine Arbeitszeit Männer in Vollzeitäquivalenten (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GFGM0	83 0,006	181 0,013	3.799 0,267	178 0,013	2.049 0,144	171 0,012	4.135 0,291	192 0,014
GFHM0	-3.566 -0,022	651 0,004	16.941 0,106	498 0,003	6.405 0,040	666 0,004	19.670 0,123	531 0,003
HFGM0	-3.956 -0,036	555 0,005	42 0,000	67 0,001	732 0,007	265 0,002	1.569 0,014	233 0,002
HFHM0	-23.684 -0,017	1.831 0,001	22.634 0,016	571 0,000	26.289 0,018	1.095 0,001	53.357 0,037	1.412 0,001
GFGM1	95 0,004	283 0,013	5.049 0,230	212 0,010	2.374 0,108	269 0,012	6.333 0,288	272 0,012
GFHM1	<u>-1.166</u> -0,022	487 0,009	21.322 0,408	706 0,014	5.019 0,096	520 0,010	22.843 0,437	734 0,014
HFGM1	-4.252 -0,065	497 0,008	5.744 0,088	238 0,004	3.711 0,057	434 0,007	9.146 0,140	317 0,005
HFHM1	-30.439 -0,028	2.114 0,002	43.518 0,039	1.088 0,001	56.424 0,051	1.553 0,001	82.556 0,075	1.530 0,001
GFGM2	-1.483 -0,041	285 0,008	5.719 0,160	255 0,007	2.773 0,078	278 0,008	6.600 0,185	272 0,008
GFHM2	-1.866 -0,027	432 0,006	7.508 0,110	263 0,004	4.613 0,068	397 0,006	12.249 0,180	358 0,005
HFGM2	-2.210 -0,045	323 0,007	3.658 0,074	157 0,003	2.186 0,044	244 0,005	5.758 0,117	194 0,004
HFHM2	-32.836 -0,040	1.474 0,002	27.497 0,034	700 0,001	37.439 0,046	1.186 0,001	57.842 0,070	1.000 0,001
GFGM3	-236 -0,016	435 0,029	9.399 0,623	318 0,021	3.100 0,206	407 0,027	10.887 0,722	374 0,025
GFHM3	-1.408 -0,041	497 0,015	3.742 0,110	121 0,004	1.412 0,042	188 0,006	6.769 0,199	245 0,007
HFGM3	-1.000 -0,083	218 0,018	-11 -0,001	21 0,002	703 0,058	127 0,011	487 0,040	83 0,007
HFHM3	<u>1.365</u> 0,010	595 0,004	6.563 0,049	224 0,002	11.626 0,087	605 0,005	15.299 0,114	491 0,004
Total	-107.713 -0,025	3.775 0,001	183.129 0,043	1.915 0,000	170.062 0,040	2.775 0,001	320.044 0,076	2.701 0,001

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Damit liegt der Effekt für Männer beinahe doppelt so hoch, und insgesamt ist der Anstieg bei Männern, gemessen in Vollzeitäquivalenten, mehr als 8-mal so hoch als bei Frauen. Bei HFHM1 ist sowohl der absolute Partizipationseffekt mit 43.518 VÄQ als auch der absolute Arbeitszeiteffekt mit 82.556 VÄQ bei Männern am größten. Insgesamt zeigen sich also bei Paaren sehr deutliche positive Angebotswirkungen. Es zeigen sich jedoch auch die Reaktionen, die in der theoretischen Wirkungsanalyse angedeutet wurden: Obwohl die Reform sowohl die marginale Belastung auf der intensiven als auch der extensiven Arbeitsangebotsseite im Vergleich zum Status quo sehr deutlich reduziert, zeigen sich gerade bei Paar-Frauen auch sehr starke negative Partizipationseffekte. Aufgrund der Ausgestaltung des Bürgergelds stellen sich also Paare finanziell besser, wenn ein Partner alleine das Bruttohaushaltseinkommen erwirtschaftet und der andere nicht arbeitet und somit einen Anspruch auf eine Auszahlung des Bürgergelds erwirkt. Da Paar-Männer im Durchschnitt ein höheres Bruttoeinkommen erzielen, besteht ein Anreiz für Männer, die Arbeitszeit zu erhöhen, und für Frauen, in die Nichtpartizipation zu wechseln.

Bei den Singles zeigen sich insbesondere bei Frauen sehr deutliche Effekte. Insgesamt würden über 126.132 Frauen (in Personenäquivalenten) neu partizipieren wollen. Das entspricht rund 2,12 Prozentpunkten (siehe Tabelle 57). Noch viel deutlicher ist aber der Arbeitszeiteffekt mit 201.682 Vollzeitäquivalenten oder 4,72%. Dabei entfallen rund drei Viertel des Gesamteffekts auf die extensive Arbeitsangebotsreaktion mit 150.475 Vollzeitäquivalenten. Der reine Partizipationseffekt liegt nur bei 51.207 Vollzeitäquivalenten. Bei Männern ist der Partizipationseffekt auch signifikant und positiv, aber mit 42.580 Personenäquivalenten liegt dieser bei etwa einem Drittel des Effektes der Frauen.

Tabelle 57: Gesamte Arbeitsangebotseffekte des Solidarischen Bürgergelds für Singles in einem *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Singles	Partizipationseffekt Frauen in Personen (in %-Punkten)		Partizipationseffekt Männer in Personen (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt Insgesamt Frauen in Vollzeitäquivalenten (in %)		Arbeitszeiteffekt Insgesamt Männer in Vollzeitäquivalenten (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
G0	-459	680	14.888	2.580	<u>1.582</u>	661	18.011	5.072
	-0,139	0,206	4,305	0,573	0,848	0,355	8,645	0,770
H0	23.861	1.513	25.715	8.123	52.563	2.046	44.444	14.304
	0,854	0,054	1,059	0,076	2,142	0,083	1,991	0,151
G1	5.814	526	-19	23	11.174	907	499	124
	2,328	0,211	-0,167	0,208	6,872	0,558	8,613	3,022
H1	55.742	2.197	<u>2.007</u>	844	74.094	2.334	<u>2.743</u>	1.288
	3,921	0,155	2,427	0,766	8,298	0,261	3,710	0,997
G2	15.113	1.703			14.610	1.654		
	7,336	0,827			24,780	2,805		
H2	19.397	1.057	-17	30	36.375	1.475	<u>104</u>	52
	3,170	0,173	-0,084	0,157	11,012	0,447	0,511	0,255
G3	2.333	313			3.978	499		
	3,349	0,449			28,808	3,617		
H3	4.403	877	6	2	5.487	679	19	7
	3,663	0,730	0,116	0,033	12,256	1,517	1,373	0,490
Total	126.132	3.171	42.580	11.053	201.682	3.618	66.285	20.427
	2,123	0,053	4,010	0,093	4,722	0,085	2,559	0,105

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- H: Hochqualifiziert / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Auch der gesamte Arbeitszeiteffekt ist signifikant positiv bei 66.285 Vollzeitäquivalenten. Dabei zeigt sich ähnlich wie bei den Frauen, dass der Arbeitszeiteffekt den Partizipationseffekt dominiert. Bei den Männern ist dieser mit 43.380 VÄQ allerdings nur doppelt so hoch (siehe Tabelle 58). Innerhalb der Teilgruppen dominiert bei den Single-Frauen insgesamt der absolute Arbeitszeiteffekt bei H1 (76.590 VÄQ) und H0 (51.681 VÄQ). Die größte relative Reaktion zeigt sich jedoch bei geringqualifizierten Alleinerziehenden mit zwei Kindern (G2) mit 36%. Bei dieser Gruppe sind auch als einzige Partizipations- und Arbeitszeiteffekt (in VÄQ) in etwa gleich hoch. Dabei ist auch der Partizipationseffekt relativ gesehen am stärksten in dieser Gruppe, während bei den anderen Gruppen durchweg der Arbeitszeiteffekt in VÄQ dominiert, was darauf hindeutet, dass bereits erwerbstätige Frauen ihre Arbeitszeit noch weiter ausdehnen wollen. Bei den Männern sind die Effekte absolut bei H0 mit 13.668 VÄQ für den Partizipationseffekt

fekt und 30.776 für den Arbeitszeiteffekt am größten. Relativ gesehen ist dieser jedoch bei geringqualifizierten kinderlosen Männern (G0) höher.

Tabelle 58: Aufteilung des Arbeitszeiteffekts des Solidarischen Bürgergelds für Singles in einem *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Singles	Arbeitszeiteffekt Reine Partizipation Frauen		Arbeitszeiteffekt Reine Partizipation Männer		Arbeitszeiteffekt Reine Arbeitszeit Frauen		Arbeitszeiteffekt Reine Arbeitszeit Männer	
	in Vollzeitäquivalenten (in %)		in Vollzeitäquivalenten (in %)		in Vollzeitäquivalenten (in %)		in Vollzeitäquivalenten (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
G0	-1.840	568	7.748	1.351	3.422	411	10.263	3.793
	-0,986	0,305	3,828	0,570	1,834	0,220	4,817	0,533
H0	8.472	1.009	13.668	4.332	44.090	1.430	30.776	10.037
	0,345	0,041	0,615	0,048	1,797	0,058	1,376	0,115
G1	2.316	306	-16	19	8.857	759	514	121
	1,425	0,188	-0,282	0,355	5,447	0,467	8,895	3,041
H1	24.482	1.086	<u>1.015</u>	437	49.613	1.519	<u>1.728</u>	875
	2,742	0,122	1,435	0,504	5,556	0,170	2,275	0,522
G2	7.036	848			7.574	815		
	11,934	1,439			12,846	1,382		
H2	8.353	529	-14	24	28.022	1.153	<u>16</u>	7
	2,529	0,160	-0,072	0,127	8,483	0,349	1,115	0,471
G3	843	128			3.135	472		
	6,107	0,926			22,702	3,418		
H3	1.599	333	4	1	3.888	398	<u>16</u>	7
	3,572	0,743	0,258	0,073	8,684	0,889	1,115	0,471
Total	51.207	1.701	22.405	5.856	150.475	2.650	43.880	14.626
	1,199	0,040	0,878	0,055	3,523	0,062	1,681	0,099

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen.

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- H: Hochqualifiziert / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Insgesamt werden auch nur in diesen beiden Teilgruppen nennenswerte Effekte gefunden, was vor allem daran liegt, dass es wenige alleinerziehende Männer gibt. Der Anteil liegt unter 7%, während beinahe jede zweite Single-Frau alleinerziehend ist.

Für die gemischt-flexiblen Paare zeigen sich insgesamt jedoch sehr unterschiedliche Effekte, so ist der Partizipationseffekt in Personenäquivalenten signifikant negativ, aber mit -5.546 Personen sehr gering (siehe Tabelle 59). Dafür ist der Arbeitszeiteffekt insgesamt sehr positiv mit 50.265 Vollzeitäquivalenten, was 2,54 Prozentpunkten entspricht. Aber auch hier bestätigt sich zum einen ein negativer Partizipationseffekt mit –

22.309 VÄQ und zum anderen ein viel stärkerer positiver Arbeitszeiteffekt mit 72.574 VÄQ. Auch innerhalb der Teilgruppen zeigen sich deutliche Unterschiede. Während Haushalte mit flexiblem Mann vorwiegend die Partizipation erhöhen, ziehen sich die flexiblen Frauen aus der Erwerbstätigkeit zurück. Entlang der intensiven Arbeitsangebotsseite erhöhen jedoch sowohl flexible Frauen als auch flexible Männer ihr Arbeitsangebot.

Tabelle 59: Arbeitsangebotseffekte und Aufteilung des Arbeitszeiteffekts des Solidarischen Bürgergelds für gemischt-flexible Paare in einem *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit

Gemischt-flexible Paare	Partizipationseffekt in Personen (in %-Punkten)		Arbeitszeiteffekt Insgesamt in Vollzeitäquivalenten (in %)		Arbeitszeiteffekt Reine Partizipation in Vollzeitäquivalenten (in %)		Arbeitszeiteffekt Reine Arbeitszeit in Vollzeitäquivalenten (in %)	
	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
GM0	1.817	172	2.243	205	934	98	1.309	128
	3,996	0,379	5,459	0,498	2,273	0,238	3,185	0,311
GF0	-12.349	1.161	-7.686	715	-7.308	600	-378	369
	-5,494	0,517	-9,938	0,924	-9,450	0,776	-0,488	0,477
HM0	10.923	363	16.017	493	5.701	233	10.316	334
	2,699	0,090	4,968	0,153	1,768	0,072	3,200	0,104
HF0	-21.243	1.341	-8.069	1.017	-19.350	931	11.281	636
	-2,197	0,139	-1,551	0,196	-3,720	0,179	2,169	0,122
GM1	1.778	128	1.825	139	893	71	932	74
	22,986	1,660	33,692	2,573	16,485	1,318	17,207	1,359
GF1	2.673	1.015	168	634	-1.377	376	1.544	325
	1,983	0,753	0,440	1,666	-3,618	0,989	4,059	0,853
HM1	17.067	865	18.202	905	8.588	469	9.614	450
	8,278	0,419	10,535	0,524	4,971	0,271	5,565	0,261
HF1	-13.652	1.369	1.618	1.389	-9.772	800	11.390	1.147
	-3,422	0,343	0,700	0,601	-4,226	0,346	4,926	0,496
GM2	114	9	121	10	59	5	61	5
	1,649	0,129	4,483	0,357	2,202	0,176	2,282	0,186
GF2	819	488	1.492	325	178	200	1.314	170
	2,456	1,466	13,392	2,916	1,597	1,792	11,794	1,524
HM2	17.867	970	21.046	997	8.849	490	12.197	547
	10,587	0,574	14,384	0,681	6,048	0,335	8,336	0,374
HF2	-6.152	1.182	6.841	980	-4.645	823	11.485	608
	-1,568	0,301	3,277	0,469	-2,225	0,394	5,502	0,291
HM3	-232	150	-99	166	-232	150	133	121
	-0,406	0,263	-0,169	0,283	-0,397	0,256	0,228	0,207
HF3	-1.528	323	-477	300	-1.417	231	939	186
	-1,320	0,279	-0,899	0,565	-2,669	0,435	1,770	0,351
Total	-5.546	2.782	50.265	2.785	-22.309	1.848	72.574	1.976
	-0,169	0,085	2,538	0,141	-1,127	0,093	3,665	0,100

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen.

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

G: Gering- H: Hochqualifiziert / M: Mann, F: Frau / 1,2,3 Anzahl Kinder (3 → 3 und mehr Kinder)

Insgesamt zeichnet sich aber auch bei gemischt-flexiblen Paaren das gleiche Muster wie bei flexiblen Paaren ab: Falls der Partner bereits erwerbstätig ist, kann ein finanzieller Vorteil entstehen, wenn einer aufhört zu arbeiten. Dies zeigt sich auch wieder an den negativen Partizipationseffekten bei Frauen. Auf der anderen Seite gibt es aufgrund des niedrigen Steuersatzes einen starken Anreiz, die Arbeitszeit zu erhöhen, dabei ist dieser Anreiz für Paare mit nur einem Erwerbstätigen sogar noch höher.

5.4.2 Arbeitsangebotseffekte möglicher Alternativen zum Solidarischen Bürgergeld

Trotz der positiven Wirkungen dieser Reform scheint eine solche umfassende Reform unter Beachtung der fiskalischen Konsequenzen nicht realisierbar, stattdessen sollen eine Alternative, die nur das System der negativen Einkommensteuer berücksichtigt, d.h. ohne Übergang zur individuellen Besteuerung, Kopfpauschale der Krankenversicherung etc., und darüber hinaus noch zwei Alternativen simuliert werden, die implizit einen Budgetausgleich herstellen. Dabei soll einmal die reduzierte Transferentzugsrate des Althaus-Vorschlags mit 50% auf der extensiven Arbeitsangebotsseite behalten und ein Steuersatz oberhalb der Transferschwelle gewählt werden, der das Budget ausgleicht. Bei der zweiten Variante soll eine höhere Transferentzugsrate von 80% gelten, die in etwa der aktuellen Regelung entspricht, und wieder der Steuersatz oberhalb der Transferschwelle gefunden werden. Für die beiden Alternativen konnten folgende Steuerparameter numerisch ermittelt werden:

Alternative1 (5-2)

$$T_i = \begin{cases} 0,5 \, zvE_i - 9.600 < 0 & \text{für } 0 < zvE_i < 19.200 \text{ Euro} \\ 0,615 \, zvE_i - 11.808 \geq 0 & \text{für } zvE_i \geq 19.200 \text{ Euro} \end{cases}$$

Alternative2

$$T_i = \begin{cases} 0,8 \, zvE_i - 9.600 < 0 & \text{für } 0 < zvE_i < 12.000 \text{ Euro} \\ 0,3705 \, zvE_i - 4.452 \geq 0 & \text{für } zvE_i \geq 12.000 \text{ Euro} \end{cases}$$

Alternative3 (nur negative Einkommensteuer)

$$T_i = \begin{cases} 0,5 \, zvE_i - 7.200 < 0 & \text{für } 0 < zvE_i < 14.400 \text{ Euro} \\ 0,25 \, zvE_i - 3.600 \geq 0 & \text{für } zvE_i \geq 14.400 \text{ Euro} \end{cases}$$

T_i : (Negativ-)Steuerschuld, zvE_i : zu versteuerndes Einkommen

Tabelle 60 enthält nun die gesamten Effekte nach Paaren und Singles differenziert. Auf eine differenzierte Analyse nach Teilgruppen wurde an dieser Stelle verzichtet, um einen besseren Überblick zu den Wirkungen geben zu können. Dabei werden zuerst die gesamten Effekte des Althaus-Vorschlags angegeben, um diese dann mit den Effekten der Alternativen vergleichen zu können. Es zeigen sich für alle drei Alternativen deutliche Rückgänge in der Partizipation und der Arbeitszeit im Vergleich zum ursprünglichen Althaus-Vorschlag. Am deutlichsten ist der Rückgang in Personenäquivalenten bei *Alternative2* und in Vollzeitäquivalenten bei *Alternative 3*. In *Alternative 1* gäbe es insgesamt zwar noch positive Partizipationseffekte in Personenäquivalenten von 93.198, aber auch diese liegen noch um -78,45% unter denen des Althaus-Vorschlags. Trotz des höchsten Rückgangs in Personenäquivalenten gäbe es bei der *Alternative 2* noch einen positiven Arbeitszeiteffekt mit 43.533 VÄQ, d.h., unter dem Strich würden sogar noch Vollzeitstellen geschaffen. Dabei ist allen Alternativen gemeinsam, dass die starken negativen Reaktionen vor allem bei Paar-Frauen zu finden sind. Da auch der Anteil der flexiblen Frauen bei den gemischt-flexiblen Paaren viel höher ist als der Anteil der flexiblen Männer, gilt dies auch für die gemischt-flexiblen Paare. Am deutlichsten ist dieser Rückgang bei gemischt-flexiblen Paaren, relativ gesehen, bei *Alternative 3* mit -3.225%, gefolgt von *Alternative 2* mit -2.865% und *Alternative 1* mit noch -1.033%. Die stärksten positiven Effekte in Vollzeitäquivalenten zeigen sich dagegen bei den Männern in flexiblen Paaren. Während dieser positive Anstieg in *Alternative 2* mit 266.864 VÄQ nahezu den Rückgang bei den Frauen kompensieren kann, ist der Saldo bei *Alternative 3* deutlich negativ.

Tabelle 60: Arbeitsangebotseffekte verschiedener Alternativen des Bürgergelds

	Alleinstehende		Paarhaushalte		Gemischter	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Paar-Hh.	Summe
Bürgergeld Althaus						
Partizipationseffekte (in Personen)	42.580	126.132	345.326	-83.817	-5.546	432.518
Arbeitszeiteffekt gesamt (in VÄQ)	66.285	201.682	503.173	62.349	50.265	885.312
Reiner Partizipationseffekt (in VÄQ)	22.405	51.207	183.129	-107.713	-22.309	129.153
Reiner Arbeitszeiteffekt (in VÄQ)	43.880	150.475	320.044	170.062	72.574	756.159
Alternative 1						
Partizipationseffekte (in Personen)	24.277	97.966	201.223	-167.421	-62.847	93.198
Vergleich zum Althaus' Vorschlag	-42,99%	-22,33%	-41,73%	-99,74%	-1033,19%	-78,45%-
Arbeitszeiteffekt gesamt (in VÄQ)	23.872	68.762	156.147	-185.365	-96.059	-32.643
	-63,99%	-65,91%	-68,97%	-397,30%	-291,11%	-103,69%
Reiner Partizipationseffekt (in VÄQ)	11.708	31.323	98.339	-169.759	-69.373	-97.762
	-47,74%	-38,83%	-46,30%	-57,60%	-210,96%	-175,69%
Reiner Arbeitszeiteffekt (in VÄQ)	12.163	37.438	57.807	-15.606	-26.686	65.116
	-72,28%	-75,12%	-81,94%	-109,18%	-136,77%	-91,39%
Alternative 2						
Partizipationseffekte in Personen	13.339	25.213	190.173	-567.330	-164.495	-503.100
	-68,67%	-80,01%	-44,93%	-576,86%	-2865,99%	-216,32%
Arbeitszeiteffekt gesamt (in VÄQ)	24.293	115.941	266.864	-294.628	-68.937	43.533
	-63,35%	-42,51%	-46,96%	-572,54%	-237,15%	-95,08%
Reiner Partizipationseffekt (in VÄQ)	6.636	1.555	96.153	-374.927	-121.728	-392.311
	-70,38%	-96,96%	-47,49%	-248,08%	-445,64%	-403,76%
Reiner Arbeitszeiteffekt (in VÄQ)	17.657	114.386	170.711	80.299	52.790	435.843
	-59,76%	-23,98%	-46,66%	-52,78%	-27,26%	-42,36%
Alternative 3						
Partizipationseffekte in Personen	11.391	48.359	160.922	-474.453	-184.408	-438.189
	-73,25%	-61,66%	-53,40%	-466,06%	-3225,04%	-201,31%
Arbeitszeiteffekt gesamt (in VÄQ)	18.488	81.822	209.050	-359.985	-153.155	-203.780
	-72,11%	-59,43%	-58,45%	-677,37%	-404,69%	-123,02%
Reiner Partizipationseffekt (in VÄQ)	5.584	8.258	78.258	-345.956	-148.274	-402.130
	-75,08%	-83,87%	-57,27%	-221,18%	-564,63%	-411,36%
Reiner Arbeitszeiteffekt (in VÄQ)	12.904	73.564	130.792	-14.029	-4.881	198.350
	-70,59%	-51,11%	-59,13%	-108,25%	-106,73%	-73,77%
Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006.						

Dennoch deuten die Ergebnisse darauf hin, dass eine Substitution innerhalb der Paare stattfindet: Während Frauen in die Nichtpartizipation wechseln und somit ihr Arbeitsangebot reduzieren, wechseln Männer in die Erwerbstätigkeit oder erhöhen ihre Arbeitszeit. In Vollzeitäquivalenten ist der Effekt insgesamt negativ, aber mit -32.643 VÄQ noch sehr gering. Im Vergleich zum Althaus-Vorschlag bedeutet dies jedoch auch einen Rückgang von -103,69%. In der *Alternative 2* sinken die Effekte allerdings um mehr als das Doppelte mit -503.100 Personen, dafür gibt es hier jedoch einen positiven Effekt in

Vollzeitäquivalenten in Höhe von 43.533 VÄQ. Dieser positive Saldo ergibt sich aus einem äußerst negativen Partizipationseffekt und einem dennoch stärkeren Arbeitszeiteffekt.

Beide Alternativen weisen auch sehr deutlich negative Wirkungen bei den Paar-Frauen auf, wobei diese in *Alternative 2* nochmal stärker sind. Allerdings sind hier auch noch positive Arbeitszeiteffekte zu vermerken. Die Partizipationseffekte sind bei Paar-Frauen, wie bereits im Althaus-Vorschlag, durchweg negativ und in *Alternative 2* wieder um mehr als das Doppelte. Ein Großteil der Paar-Frauen würde also in die Nichtpartizipation wechseln. Hierbei erkennt man aber auch sehr schön die Wirkungen des niedrigeren Steuersatzes bei hohen Einkommen: sowohl Single-Frauen mit 123.697 VÄQ als auch, wie bereits beschrieben, Paar-Frauen mit 96.177 VÄQ weisen einen deutlichen Anstieg der Arbeitszeit auf. Insgesamt liegt der Arbeitszeiteffekt der *Alternative 2* vergleichsweise noch sehr nah an den Werten des Bürgergelds. Dies erklärt sich dadurch, dass der marginale Steuersatz mit 34,9% immer noch deutlich niedriger im Vergleich zum Status quo mit Steuern und Sozialabgaben ist. Nach wie vor finden sich insgesamt die stärksten positiven Wirkungen bei Paar-Männern. Der gesamte Arbeitszeiteffekt liegt in *Alternative 2* sogar bei 297.278 VÄQ, womit dieser sogar den negativen Effekt der Paar-Frauen überkompensieren kann. Anders in *Alternative 1*, hier liegt der positive Effekt der Männer zwar noch bei 162.760 VÄQ, aber bei Frauen liegt dieser bei -180.843 VÄQ, womit die Bilanz für flexible Paare hier negativ ist.

In *Alternative 3* wurden nur das Steuersystem geändert und dafür die Lohnersatzleistungen ALG I und II, Sozialhilfe und das Wohngeld gestrichen. Das bisherige System der Sozialversicherung wurde beibehalten, dafür wurde das Bürgergeld für eine erwachsene Person auf 600 Euro bemessen. Ebenso wird weiterhin Kinder- und Erziehungsgeld gezahlt. Insgesamt sind sowohl der Partizipationseffekt als auch Arbeitszeiteffekt negativ. Demnach würden etwa 438.189 Personen aufhören zu arbeiten. Auch der reine Partizipationseffekt liegt mit insgesamt 402.130 VÄQ auf ähnlichem Niveau. Demnach würden also vorwiegend Vollzeitstellen verloren gehen. Der reine Arbeitszeiteffekt ist dagegen mit 198.350 VÄQ positiv. Es zeigen sich also zwei Richtungen: Auf der einen

Seite wechseln die meisten Leute von einer Vollzeitstelle in die Nichtpartizipation, auf der anderen Seite erhöhen viele nochmal ihr Arbeitsangebot in einem Umfang von rund 200.000 VÄQ. Dieser simultane Anstieg kann den Rückgang aber nicht kompensieren, sodass der gesamte Arbeitszeiteffekt bei –203.780 VÄQ liegt. Auch in der *Alternative 3* zeigt sich ebenso wie in *Alternative 2*, dass die starken negativen Reaktionen vorwiegend von den Paar-Frauen resultieren. Hier liegt der Partizipationseffekt zwar mit –474.453 betragsmäßig niedriger als in *Alternative 2*, dafür ist dieser Effekt aber immer betragsmäßig deutlich höher als im Althaus-Vorschlag oder sogar in *Alternative 1*. Bei den gemischt-flexiblen Paaren zeigen sich ebenfalls deutliche negative Reaktionen (Partizipationseffekt: –184.408 Personen, Arbeitszeiteffekt: –153.155 VÄQ). Da den überwiegenden Anteil bei gemischt-flexiblen Paaren flexible Frauen ausmachen, lässt sich auch hier feststellen, dass dieser negative Effekt vor allem von Paar-Frauen getragen wird. Wie bereits bei den flexiblen Paaren zeigt sich insbesondere auf der extensiven Arbeitsangebotsseite ein deutlicher Rückgang. Der reine Partizipationseffekt bei gemischt-flexiblen Paaren liegt bei –148.274 VÄQ.

5.4.3 Verteilungswirkungen des Solidarischen Bürgergelds

Da der Althaus-Vorschlag einen grundlegenden Systemwechsel einleitet, ist auch mit großen Verteilungswirkungen zu rechnen. Wie diese Wirkungen nun im Einzelnen aussehen, ist Teil dieses Abschnitts. Bereits im Abschnitt zu den Arbeitsangebotseffekten konnte man erkennen, dass sich große Bewegungen abzeichnen werden. Die daraus resultierenden positiven Angebotseffekte wären jedoch mit einem deutlichen Ausgabedefizit verbunden. In Tabelle 61 sieht man beispielsweise, dass das durchschnittliche verfügbare Pro-Kopf-Einkommen (Gewichtung auf Basis der modifizierten OECD-Skala) um mehr als 300 Euro ansteigen dürfte. Verheiratete Paare mit Kindern würden am meisten von dieser Reform profitieren: Die relativen mittleren Einkommensanteile dieses Haushaltstyps würden um 12-13 Prozentpunkte ansteigen, während die von Alleinstehenden und kinderlosen Paaren zurückgehen würden.

Insgesamt ist der relative Anstieg bei Paaren mit drei und mehr Kindern am deutlichsten.

Tabelle 61: Bevölkerungs- und Einkommensanteile vor und nach der Einführung des Solidarischen Bürgergelds

Status quo (2006)	Bevölkerungsanteil	Mittlere monatliche Einkommen ^a	Relative mittlere Einkommen	Einkommensanteil
Residuale Gruppe ^b	0,07	1.707,63	1,1368	0,0813
Alleinstehende	0,25	1.422,11	0,9468	0,2366
Alleinerziehende	0,10	1.109,28	0,7385	0,0746
Verheiratete Paare ohne Kinder	0,25	1.592,64	1,0603	0,2655
Verheiratete Paare mit 1 Kind	0,11	1.693,30	1,1273	0,1262
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	0,15	1.572,46	1,0469	0,1529
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	0,07	1.366,01	0,9094	0,0629
Gesamt		1.502,09		
Solidarische Bürgergeld		Mittlere monatliche Einkommen	Relative mittlere Einkommen	Einkommensanteil
Residuale Gruppe		2.273,59	1,2191	0,0872
Alleinstehende		1.599,10	0,8575	0,2143
Alleinerziehende		1.419,00	0,7609	0,0768
Verheiratete Paare ohne Kinder		1.768,61	0,9484	0,2376
Verheiratete Paare mit 1 Kind		2.348,75	1,2594	0,1411
Verheiratete Paare mit 2 Kindern		2.182,73	1,1704	0,1708
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern		1.948,53	1,0448	0,0723
Gesamt		1.864,90		

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006

^aDie Einkommenswerte basieren auf der modifizierten OECD-Skala → $\frac{\text{Verfügbare Haushaltseinkommen}}{MOECD}$

MOECD: 1 für den Haupteinkommensbezieher, 0,5 für Haushaltsmitglieder ab 14 Jahren und 0,3 bis 14 Jahren

^bResiduale Gruppe sind unverheiratete Paare mit und ohne Kinder

Der Anteil dieses Haushaltstyps stieg von 0,91 auf 1,05 an. Das durchschnittliche Einkommen läge nach der Reform bei 1.948 Euro (vorher 1.366), was einen Anstieg von rund 600 Euro bedeutet. Damit erhöht sich auch der Einkommensanteil dieses Haus-

haltstyps innerhalb der Bevölkerung um beinahe 2 Prozentpunkte. Bei Alleinerziehenden steigt das durchschnittliche monatliche Einkommen von 1.109 auf 1.419 Euro an, während es bei kinderlosen Ehepaaren von 1.593 auf 1.769 Euro ansteigt. Bei Letzteren sinkt der Einkommensanteil jedoch um 3 Prozentpunkte auf nun 0,2376 (vorher: 0,2655). Bei den Alleinstehenden sinkt der Einkommensanteil ebenfalls im Vergleich zu den anderen Haushaltstypen von 0,2366 auf 0,2143. Die Ergebnisse belegen also die Vermutung, dass aufgrund der Ausgestaltung des Bürgergelds mit dem großzügigen Kinderbürgergeld insbesondere kinderreiche Familien von der Reform profitieren würden. Verheiratete Paare mit drei und mehr Kindern hätten demnach den höchsten zu erwartenden absoluten und relativen Einkommensanstieg. Diese Entwicklung ist auch vor dem Hintergrund interessant, dass kinderreiche Familien im Status quo weniger Einkommen pro Kopf zur Verfügung haben als der Durchschnitt. So gesehen kann die Reform, obwohl sie alle Haushaltstypen besser stellt, auch als eine Umverteilung von kinderlosen zu kinderreichen Familien betrachtet werden.

Interessant wird es auch bei der Ungleichheitsanalyse in Tabelle 62: Insgesamt würde die Einkommensungleichheit, gemessen am Gini-Koeffizienten, signifikant um mehr als 11% (vorher: 0,266) ansteigen. Auch die Atkinson-Maße $A(0,5)$ und $A(1)$ deuten auf einen Anstieg der Einkommensungleichheit hin. Anders jedoch das Atkinson-Maß $A(2)$. Dieses weist einen deutlichen Rückgang der Einkommensungleichheit von mehr als 20% aus. Dieser Effekt ist aber nur schwach signifikant (10%-Niveau). Da das $A(2)$ Maß Änderungen am unteren Ende der Einkommensverteilung stärker gewichtet, würde dieser deutliche Rückgang der Einkommensungleichheit signalisieren, dass die unteren Einkommen fühlbar angestiegen sein müssen. Da die Veränderung des Entropie-Maßes $GE(-1)$ allerdings insignifikant ist, kann insgesamt weniger von einem signifikanten Rückgang der Einkommensungleichheit gesprochen werden. Darüber hinaus steigen die anderen Entropie-Maße $GE(0)$ und $GE(1)$ signifikant an, was wiederum einen Anstieg der Einkommensungleichheit nahelegt. Dabei werden beim $GE(1)$ -Entropie-Maß auch die Einkommen unterhalb des Mittelwerts stärker gewichtet. Das $GE(2)$ -Maß gewichtet dagegen Einkommen stärker, die weit über dem Mittelwert liegen, und somit deutet der

Anstieg des Ungleichheitsmaßes auch auf einen Anstieg der oberen Einkommen hin. Nimmt man auch die Perzentilmaße zu Hilfe, so bestätigen sich auch eher die Ergebnisse einer zunehmenden Einkommensungleichheit. Das Perzentilverhältnis P90P10 steigt um rund 13% an, dabei erhöht sich das Einkommen des 90%-Perzentils auch im Vergleich zum Median (P50%) um 5,42% während das Einkommen des 10%-Perzentils im Vergleich zum Median verliert (–6,80%). Die deskriptive Analyse hat jedoch gezeigt, dass das durchschnittliche Einkommen insgesamt angestiegen ist, sodass der Rückgang des 10%-Perzentils im Vergleich zum Median nur bedeuten kann, dass das Medianeinkommen deutlicher gestiegen ist.

Tabelle 62: Ungleichheitsanalyse des Solidarischen Bürgergelds für die Gesamtbevölkerung

	Status quo (2006)	Solidarische Bürgergeld
Gini	0,266	11,33%
A(0,5)	0,060	18,72%
A(1)	0,115	14,97%
A(2)	0,411	<u>-20,31%</u>
GE(-1)	0,348	-30,20%
GE(0)	0,123	16,08%
GE(1)	0,129	19,82%
GE(2)	0,189	20,09%
P90P10	3,159	13,12%
P90P50	1,856	5,42%
P10P50	0,588	-6,80%

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

A(0,5), A(1), A(2) Atkinson – Maße mit steigender Ungleichheitsaversion

GE(-1), GE(0), GE(1), G(2) Entropie-Maße mit steigender Ungleichheitsaversion für $(\lim_{a \rightarrow -\infty} \infty > a > -\infty \mid a \neq 0,1)$

P90/P10: Einkommen am 90. Perzentil / Einkommen am 10. Perzentil etc

Diese Ergebnisse – auch im Hinblick auf die Veränderungen des verfügbaren Pro-Kopf Einkommens – lassen also nun insgesamt darauf schließen, dass zwar alle durch die Reform an Einkommen dazugewinnen (auch die untersten Einkommen). Die Ergebnisse zeigen aber auch, dass der Einkommengewinn bei den höheren Einkommen stärker als bei den mittleren und bei diesen wiederum stärker als bei den niedrigeren Einkommen

ist. Darüber hinaus zeigt die Analyse, wie wichtig es ist, mehrere Informationskanäle der Ungleichheitsmaße zu verwenden sowie sich die Einkommensveränderungen auch deskriptiv genau anzuschauen, um die Ergebnisse richtig interpretieren zu können.

Die Untergruppenanalyse liefert für GE(1) und GE(2) über alle Haushaltstypen hinweg signifikante Änderungen (siehe Tabelle 63).

Tabelle 63: Ungleichheitsanalyse des Solidarischen Bürgergelds nach Haushaltstypen

Status quo (2006)	Gini	GE(-1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)	A(0,5)	A(1)	A(2)
Residuale Gruppe	0,267	0,125	0,113	0,112	0,120	0,055	0,107	0,200
Alleinstehende	0,295	0,435	0,155	0,152	0,206	0,073	0,144	0,465
Alleinerziehende	0,197	0,360	0,072	0,081	0,106	0,037	0,069	0,419
Verheiratete Paare ohne Kinder	0,276	0,607	0,139	0,151	0,279	0,067	0,130	0,548
Verheiratete Paare mit 1 Kind	0,227	0,091	0,087	0,095	0,120	0,044	0,084	0,154
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	0,207	0,072	0,071	0,077	0,093	0,036	0,069	0,126
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	0,239	0,088	0,094	0,112	0,155	0,050	0,090	0,150
Solidarische Bürgergeld (Veränderung in %)	Gini	GE(-1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)	A(0,5)	A(1)	A(2)
Residuale Gruppe	5,72	<u>11,51</u>	11,56	12,59	14,65	11,76	10,85	9,00
Alleinstehende	18,03	-10,79	26,32	40,68	50,88	33,91	23,85	-6,07
Alleinerziehende	29,31	9,40	52,21	48,96	46,83	50,41	49,43	5,26
Verheiratete Paare ohne Kinder	6,40	<u>-77,43</u>	3,12	22,11	38,04	14,43	2,90	-60,79
Verheiratete Paare mit 1 Kind	-4,84	-5,83	-7,13	-8,52	-9,96	-7,73	-6,84	-4,98
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	-5,51	<u>-6,68</u>	-8,30	-10,39	-12,80	-9,23	-8,04	<u>-5,89</u>
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	-2,22	3,26	-3,13	<u>-8,62</u>	-13,90	-5,87	-2,99	2,75

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

A(0,5), A(1), A(2) Atkinson – Maße mit steigender Ungleichheitsaversion

GE(-1), GE(0), GE(1), G(2) Entropie-Maße mit steigender Ungleichheitsaversion für $(\lim_{a \rightarrow -\infty} \infty > a > -\infty \mid a \neq 0,1)$

P90/P10: Einkommen am 90. Perzentil / Einkommen am 10. Perzentil etc

Dabei zeigt sich auf der einen Seite ein Anstieg der Ungleichheit bei unverheirateten und kinderlosen Paaren, Alleinstehenden und Alleinerziehenden. Bei Paaren mit Kindern kommt es auf der anderen Seite zu einem signifikanten Rückgang der Einkommensungleichheit. Bei verheirateten Paaren mit einem oder zwei Kindern ist dieser Rückgang auch über fast alle Maße hinweg signifikant, während umgekehrt bei Alleinerziehenden und unverheirateten Paaren der Anstieg beinahe für alle Maße signifikant ist.

Die Ergebnisse lassen sich wie folgt erklären: Der massive Anstieg des Gini-Koeffizienten bei Alleinerziehenden ist nicht verwunderlich, da die Gruppe selbst sehr heterogen ist, so erhalten natürlich nun Alleinerziehende mit vielen Kindern viel mehr Kinder-Bürgergeld. Gleiches gilt auch für die residuale Gruppe. Für die Alleinstehenden wiederum liegt die Erklärung darin, dass bereits eine starke Polarisierung zwischen Erwerbstätigen und Nichterwerbstätigen vorhanden war (insbesondere bei Single-Männern). Entsprechend steigen nun die Einkommen der Vollzeitbeschäftigten noch deutlicher als die Einkommen der Nichterwerbstätigen. Bei den verheirateten Paaren lässt sich die Angleichung durch den Wegfall des Kinderfreibetrags und der gemeinsamen Veranlagung erklären. Gerade Familien mit höheren Einkommen haben mehr von dem Kinderfreibetrag profitiert.

Aufgrund der nun geltenden Individualbesteuerung und des Kinderbürgergelds nivellieren sich somit die Einkommensunterschiede. Einen noch genaueren Überblick zu den Einkommensveränderungen enthält nun die nachfolgende Perzentilanalyse (siehe Tabelle 64). Dabei lässt sich nun noch viel deutlicher erkennen, was bereits in der Ungleichheitsanalyse abgeleitet wurde. Über alle Einkommensdezile hinweg kommt es zu durchschnittlichen Einkommensgewinnen, obwohl auch Verluste auftreten, was sich auch in Tabelle 65 an den Anteilen von Gewinnern und Verlierern erkennen lässt. Weiter fällt auf, dass die durchschnittlichen Einkommensgewinne mit zunehmendem Dezil ansteigen und im 10. Einkommensdezil am höchsten sind. Demnach wird bestätigt, dass die höheren Einkommen im Schnitt mehr dazugewinnen als die unteren Einkommen. Inte-

ressant ist auch der höchste Einkommensgewinn im 10. Dezil: Dieser liegt bei 14.448 Euro pro Monat und pro Kopf.

Tabelle 64: Perzentilanalyse des Solidarischen Bürgergelds für die Gesamtbevölkerung

	Veränderung gegenüber Status quo (2006) mit Arbeitsangebotsreaktionen				Einkommen nach Solidarischem Bürgergeld mit Arbeitsangebotsreaktionen			
	Mittelwert	Std.-Abw.	Min	Max	Mittelwert	Std.-Abw.	Min	Max
1. Dezil	168,11	188,82	-310,05	897,76	633,91	163,88	1,70	769,50
2. Dezil	151,23	172,03	-248,98	751,25	837,54	40,86	769,86	909,66
3. Dezil	205,32	203,87	-220,38	709,29	974,27	35,98	909,91	1031,15
4. Dezil	247,32	273,39	-457,32	818,75	1095,46	38,22	1031,16	1165,10
5. Dezil	232,16	338,71	-769,61	899,54	1239,65	40,99	1165,36	1309,47
6. Dezil	272,84	385,61	-611,72	962,96	1388,55	47,13	1309,89	1472,49
7. Dezil	318,09	411,72	-757,68	921,71	1570,43	58,91	1472,92	1671,16
8. Dezil	373,23	468,82	-934,60	1195,59	1790,09	72,24	1671,30	1924,65
9. Dezil	466,80	594,56	-1434,77	1178,88	2154,25	142,07	1925,93	2430,80
10. Dezil	713,52	1054,18	-4139,13	14448,33	3350,78	1710,66	2432,57	44360,23

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004

Notiz: Basierend auf dem monatlichen Pro-Kopf-Einkommen und der modifizierten OECD-Skala (1 für den Haupteinkommensbezieher, 0,5 für Haushaltsmitglieder ab 14 Jahren und 0,3 bis 14 Jahren)

Auf der anderen Seite gibt es aber auch einen deutlichen Einkommensverlust von – 4.139 Euro pro Monat und Kopf. Beide Extreme finden sich bei kinderlosen Paaren: So gewinnen Paare, wo beide berufstätig und ähnlich viel verdienen, am meisten hinzu, denn diese profitierten wenig vom dem Ehegattensplitting. Paare mit einem Alleinverdiener und sehr hohem Einkommen verlieren nun mehr durch den Wegfall des Splittingvorteils, als sie durch den niedrigeren Steuersatz hinzugewinnen. Dennoch ist der Anteil mit 13% Verlierern viel geringer als in allen anderen Dezilen. Betrachtet man die Verteilung der Gewinner und Verlierer genauer, so zeigt sich, dass die Anteile der Verlierer gerade im mittleren Einkommensbereich am höchsten sind, so z.B. im 5. Dezil mit 37%. Dagegen verringert sich der Anteil in beiden Richtungen, also sowohl bei niedrigerem Einkommen als auch bei höherem Einkommen. Zu den durchschnittlichen Einkommensverlierern in diesem Bereich (5. und 6. Dezil) zählen vor allem kinderlose Paare und Alleinstehende. Während bei Ersteren, wie bereits beschrieben, dieser Einkommensverlust durch den Wegfall des Ehegattensplittings zu erklären ist, liegt es

bei Alleinstehenden daran, dass in diesem Einkommensbereich nun sogar ein höherer Steuersatz gilt als im Vergleich zum Status Quo.

Tabelle 65: Anteile der Gewinner und Verlierer des Solidarischen Bürgergelds nach Dezilen für die Gesamtbevölkerung

Solidarische Bürgergeld	Gewinner	Verlierer	Gleich
1. Dezil	0,83	0,17	0,00
2. Dezil	0,80	0,20	0,00
3. Dezil	0,82	0,18	0,00
4. Dezil	0,76	0,24	0,00
5. Dezil	0,63	0,37	0,00
6. Dezil	0,72	0,28	0,00
7. Dezil	0,79	0,21	0,00
8. Dezil	0,81	0,19	0,00
9. Dezil	0,85	0,15	0,00
10. Dezil	0,87	0,13	0,00

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2004

Notiz: Basierend auf er modifizierten OECD-Skala(1 für den Haupteinkommensbezieher, 0,5 für Haushaltsmitglieder ab 14 Jahren und 0,3 bis 14 Jahren)

Die Reform führt zu seinem deutlichen Rückgang der Armutsgefährdung (siehe Tabelle 66). Die Armutsgefährdungsquote, gemessen als der Anteil der Personen mit einem Einkommen unterhalb der Armutsgrenze von 785,68 Euro, ginge demnach signifikant um rund –49,92% zurück. Dabei steigt auch das Einkommen unterhalb der Armutsgrenze signifikant um etwa 3,96% Prozent an bzw. die mittlere Armutslücke sinkt signifikant um –19,55%. Noch deutlicher ist der Rückgang der Armutstiefe (FGT1) mit –59,71% und der Armutsintensität (FGT2) –74,22%, was darauf hindeutet, dass vor allem die niedrigsten Einkommen sehr deutlich angestiegen sind. Dies ist auch nicht verwunderlich, da das Solidarische Bürgergeld bedingungslos in Höhe von 600 Euro ausgezahlt wird und somit gleichzeitig die faktische soziokulturelle Untergrenze des monatlich verfügbaren Einkommens darstellt.

Tabelle 66: Armutsanalyse des Solidarischen Bürgergelds für die Gesamtbevölkerung

	FGT0	FGT1	FGT2	Mittlere Einkommen unterhalb der Armutsgrenze	Mittlere Armutslucke	Armutsgrenze
Status Quo	0,1117	0,0188	0,0075	653,40	132,28	785,68
Bürgergeld	-49,92%	-59,71%	-74,22%	3,96%	-19,55%	

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$. Basierend auf der modifizierten OECD-Skala, Armutsgrenze ist als 60% des Medianäquivalenzeinkommens im Status quo fixiert. Ergebnisse berücksichtigen Arbeitsangebotsreaktionen.

FGT0: Armutsquote, FGT1: Armutstiefe, FGT2: Armutsintensität

Betrachtet man nun die Armutswirkungen nach Haushaltstypen, dann findet man bei beinahe allen Paaren eine Beseitigung der Armutsgefährdung. Dieser Effekt ist ebenfalls nicht verwunderlich, da nun Paare, unabhängig davon ob sie arbeiten oder nicht, ein verfügbares Einkommen von 1.200 Euro haben, was bereits einem Äquivalenzgewichteten Einkommen von 800 Euro entspricht. Bei geringfügig höherem Einkommen liegen Paare also bereits über der Armutsgefährdungsgrenze. Besonders stark sind die Rückgänge bei kinderlosen Paaren mit $-95,53\%$ und Paaren mit drei und mehr Kindern mit $-91,11\%$.

Auch die Armutstiefe und die Armutsintensität sinken bei diesen Haushaltstypen nahezu auf null. Dies gilt auch bei der Armutstiefe für Paare mit einem oder zwei Kindern, während die Effekte für die Armutsintensität bei diesen jedoch insignifikant werden. Bei unverheirateten Paaren und Alleinstehenden kommt es auch zu einem signifikanten Rückgang der Armutsdimensionen, während dies für Alleinerziehende nicht gilt. Letztere weisen umgekehrt sogar einen deutlichen Anstieg des relativen Armutsrisikos für alle Armutsdimensionen auf. Demnach erhöht sich das Risiko für Alleinerziehende, armutsgefährdet zu sein, um $70,32\%$, was vor allem daran liegt, dass andere Haushaltstypen nun mit ihrem Einkommen über die Armutsgefährdungsquote kommen und somit nur noch die Alleinerziehenden und Alleinstehenden verbleiben.

Tabelle 67: Armutsanalyse des Solidarischen Bürgergelds nach Haushaltstypen

Status Quo	FGT0	FGT1	FGT2	Risk(0)	Risk(1)	Risk(2)
Residuale Gruppe	0,077	0,010	0,002	0,693	0,550	0,276
Alleinstehende	0,206	0,042	0,018	1,842	2,259	2,434
Alleinerziehende	0,157	0,015	0,003	1,401	0,818	0,402
Verheiratete Paare ohne Kinder	0,100	0,016	0,008	0,896	0,858	1,071
Verheiratete Paare mit 1 Kind	0,043	0,008	0,002	0,381	0,402	0,266
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	0,022	0,004	0,001	0,198	0,202	0,169
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	0,085	0,007	0,001	0,764	0,347	0,126
Solidarische Bürgergeld (Veränderungen in %)						
Residuale Gruppe	-87,57	-85,97	<u>-73,26</u>	-75,17	<u>-65,17</u>	3,68
Alleinstehende	-24,76	-44,45	-68,21	50,20	37,85	<u>23,27</u>
Alleinerziehende	-14,68	-24,40	-5,01	70,32	<u>87,59</u>	<u>268,28</u>
Verheiratete Paare ohne Kinder	-95,53	-93,03	-92,89	-91,06	-82,69	-72,42
Verheiratete Paare mit 1 Kind	-80,22	<u>-95,00</u>	-99,14	<u>-60,50</u>	<u>-87,57</u>	-96,66
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	-84,26	-88,40	-94,72	-68,46	-71,03	<u>-79,19</u>
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	-91,11	-96,93	-99,23	-82,23	-92,37	<u>-96,99</u>
Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen						
Notiz: Fett $p < 0.01$, <u>Doppelt</u> $p < 0.05$, <u>Einfach</u> $p < 0.1$. $Risk(a) = \frac{FGT(a)_{Gruppe}}{FGT(a)_{Gesamt}}$ mit $a = 0, 1, 2$.						
Die Residuale Gruppe sind unverheiratete Paare mit und ohne Kinder.						
FGT0: Armutsquote, FGT1: Armutstiefe, FGT2: Armutsintensität						

Neben den Alleinerziehenden findet sich nämlich auch bei den Alleinstehenden ein signifikanter Anstieg des relativen Armutsrisikos über alle Armutsdimensionen hinweg. Dieser Haushaltstyp weist auch insgesamt das größte Armutsrisiko auf. Der größte relative Anstieg findet sich jedoch bei den Alleinerziehenden beim Armutsrisiko *Risk(2)*, das auf Basis der Armutsintensität gemessen wird. Dieses steigt um mehr als das Doppelte an und liegt somit gut 50% über dem Durchschnitt. Trotz alledem hat sich die Einkommenssituation auch für Alleinstehende und Alleinerziehende verbessert. Dabei pro-

fitieren insbesondere kinderreiche Alleinerziehende von dem höheren Kinderbürgergeld. Die Effekte zeigen daher lediglich, dass Alleinerziehende und Alleinstehende im Vergleich zu den anderen Haushaltstypen weniger stark von der Reform profitieren. Ob sich diese Verteilungsergebnisse ändern, wenn man prüft, ob die Umsetzung einer Bürgergeld-Reform auch finanzierbar ist, zeigt der nächste Abschnitt.

5.4.4 Verteilungswirkungen möglicher Alternativen des Solidarischen Bürgergelds

Vergleicht man nun die einzelnen Alternativen mit dem Status quo und dem solidarischen Bürgergeld, so zeigt sich der höchste Rückgang der Einkommensungleichheit bei der *Alternative 1*. Dieses Ergebnis war zu erwarten, da diese Reform wie der Originalvorschlag eine deutliche Entlastung der Einkommen unterhalb der Transferschwelle vorsieht, während Einkommen oberhalb dieser Transferschwelle sehr stark besteuert werden. Die Perzentilanalyse zeigt hier noch durchschnittliche Einkommensgewinner bis in das 8. Dezil, wenngleich die Verluste im 10. Dezil mit –510,50 Euro pro Kopf und pro Monat überaus deutlich ausfallen. Interessant ist das Ergebnis, dass in *Alternative 2* die durchschnittliche Armutslücke mit –28,93% am deutlichsten zurückgeht. Auf den ersten Blick scheint dieses Ergebnis widersprüchlich, so hat sich bei dieser Reform im Niedrigeinkommensbereich wenig verändert. Die Armutsgefährdungsquote (FGT0) offenbart aber den Prozess, der hier stattfindet. So sinkt diese in allen anderen Alternativen überaus deutlich, während sie in *Alternative 2* um beinahe ein Drittel ansteigt. Das bedeutet, dass nun viel mehr Haushalte ein Einkommen unterhalb der Armutsgefährdungsquote aufweisen, dieses im Durchschnitt jedoch um 5,86% über dem durchschnittlichen Einkommen im Status quo liegt. Ein Rückgang der mittleren Armutslücke stellt, für sich allein genommen, also noch keine Verbesserung dar. Etwas kontraintuitiv ist jedoch, wie bereits beim Originalvorschlag, der Anstieg der Ungleichheit in der *Alternative 2*. Dieses gilt sowohl für den Gini-Koeffizienten, die Atkinson-Maße $A(0,5)$ und $A(1)$ sowie für alle Entropie-Maße. Auch die Perzentil-Verhältnisse legen eine steigende Einkommensungleichheit nahe, da das Medianeinkommen im Vergleich zum 10%-Perzentil ansteigt, während das Einkommen des 90%-Perzentils wiederum gegenüber

dem Medianeinkommen zulegt. Lediglich die Ungleichheitsmaße mit einer hohen Ungleichheitsaversion A(2) und G(-1) deuten auf einen Rückgang der Einkommensungleichheit.

Tabelle 68: Vergleich der Verteilungswirkungen verschiedener Alternativen des Solidarischen Bürgergelds

	Status quo	Bürgergeld	Alternative1	Alternative2	Alternative3
Gini	0,266	11,33%	-14,45%	9,72%	-7,97%
A(0,5)	0,060	18,72%	-29,61%	15,36%	-11,99%
A(1)	0,115	14,97%	-29,09%	11,71%	-14,25%
A(2)	0,411	-20,31%	-34,35%	-14,73%	-30,61%
GE(-1)	0,348	-30,20%	-47,04%	-22,68%	-42,81%
GE(0)	0,123	16,08%	-30,38%	12,56%	-15,02%
GE(1)	0,129	19,82%	-31,62%	16,61%	-10,12%
GE(2)	0,189	20,09%	-41,31%	16,83%	-2,20%
P90P10	3,159	13,12%	-12,96%	14,65%	-7,40%
P90P50	1,856	5,42%	-11,96%	4,27%	-10,85%
P10P50	0,588	-6,80%	1,15%	-9,05%	-3,73%
FGT0	0,1117	-49,92%	-49,92%	31,45%	-40,10%
FGT1	0,0188	-59,71%	-59,20%	-6,59%	-42,59%
FGT2	0,0075	-74,22%	-73,47%	-55,75%	-65,66%
Ø-Ek. u. d. Armutsgrenze	653,40	3,96%	3,75%	5,86%	0,84%
Mittlere Armutslücke	132,28	-19,55%	-18,53%	-28,93%	-4,16%
Armutsgrenze	785,68				
1.Dezil		170,70	167,84	104,08	267,81
2.Dezil		152,53	145,90	46,41	221,15
3.Dezil		204,98	183,99	38,60	270,00
4.Dezil		241,67	178,50	53,22	286,81
5.Dezil		232,27	130,09	8,06	296,11
6.Dezil		272,57	112,16	15,96	256,44
7.Dezil		319,22	89,85	17,64	215,68
8.Dezil		373,27	38,11	28,50	206,37
9.Dezil		465,55	-66,61	49,83	217,05
10.Dezil		706,01	-510,55	75,14	452,68

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

A(0,5), A(1), A(2) Atkinson – Maße mit steigender Ungleichheitsaversion

GE(-1), GE(0), GE(1), G(2) Entropie-Maße mit steigender Ungleichheitsaversion für $(\lim_{a \rightarrow -\infty} \infty > a > -\infty \mid a \neq 0,1)$

P90/P10: Einkommen am 90. Perzentil / Einkommen am 10. Perzentil etc.

FGT0: Armutsquote, FGT1: Armutstiefe, FGT2: Armutsintensität

Nimmt man die Perzentilanalyse hinzu, so zeigen sich insbesondere in den unteren und oberen Einkommensdezilen durchschnittliche Gewinne, während die mittleren Einkommen kaum hinzugewinnen können. Somit lassen sich die Ergebnisse begründen,

und es zeigt auch wiederum, wie sensitiv diese Maße auf Veränderungen im mittleren Einkommensbereich reagieren.

In den Ergebnissen der *Alternative 3* wird deutlich, dass die stärksten Verteilungseffekte von der Einführung der negativen Einkommensteuer rühren. Die durchschnittlichen Einkommensgewinne nach Dezilen liegen hier auch bis zum 5. Dezil über denen des Originalvorschlags, während sowohl Ungleichheits- als auch Armutsmaße einen deutlichen Rückgang anzeigen. Dennoch wären auch hier die Kosten einer Umsetzung zu hoch und ohne eine geeignete Gegenfinanzierung sicher nicht zu tragen.

5.4.5 Wohlfahrtseffekte des Solidarischen Bürgergelds

Auch die Wohlfahrtsmaße deuten, wie nicht anders zu erwarten, auf einen Wohlfahrtsgewinn hin (siehe Tabelle 69). Am deutlichsten wird dieser jedoch erst bei den kompensatorischen Wohlfahrtsmaßen. Demnach läge der Wohlfahrtsgewinn, in Euro umgerechnet, bei durchschnittlich –542,65 pro Monat. Man könnte also jedem Haushalt nach der Reform im Durchschnitt bis zu 542,65 wegnehmen, damit diese Reform noch akzeptiert würde. Auf der anderen Seite wären diese bereit, vor der Reform bis zu 542,45 Euro zu zahlen, damit diese in Kraft tritt.

Interessanterweise steigt auch das Sen'sche Wohlfahrtsmaß sehr deutlich an, obwohl die Verteilungsanalyse gezeigt hat, dass die Einkommensungleichheit größer wird. Dies lässt sich nur dadurch erklären, dass das durchschnittliche Einkommen sehr deutlich angestiegen und somit trotz höherer Einkommensungleichheit der Wohlfahrtsgewinn insgesamt positiv ist. Dies wiederum beweist, wie wichtig es ist, die Ungleichheitsanalyse um eine Wohlfahrtsanalyse zu ergänzen. Das Wohlfahrtsmaß $W(2)$, das eine hohe Sensitivität bei den unteren Einkommen aufweist, legt wiederum nahe, dass insbesondere die unteren Einkommen sehr deutlich von dieser Reform profitieren.

Tabelle 69: Wohlfahrtsanalyse des Solidarischen Bürgergelds für die Gesamtbevölkerung

	W(0,5)	W(1)	W(2)	W(Sen)	CV	EV
Status Quo	75,165	7,192	-1,13E-03	1102,28		
Solidarische Bürgergeld	9,55%	2,43%	27,87%	16,47%	-542,65	542,45

Quelle: Eigene Berechnungen, SOEP 2006. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: Die monetären Wohlfahrtsmaße EV und CV resultieren aus der Angebotsschätzung der originären Parameter und haben daher kein Konfidenzbereich

Fett $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

Damit kann dieses Maß allerdings nicht die gewonnene Tatsache aus der Ungleichheitsanalyse, insbesondere der Perzentilanalyse, reflektieren, dass die höheren Einkommen noch viel stärker von der Reform profitiert haben. Vergleicht man die Wohlfahrtseffekte nach bestimmten Haushaltstypen, so lässt sich an den kompensatorischen Maßen ablesen, dass vor allem kinderreiche Familien von der Reform profitieren würden (siehe Tabelle 70). Verheirateten Paaren mit drei und mehr Kindern könnten nach der Reform durchschnittlich 1.211 Euro weggenommen werden, damit sie die Reform noch akzeptieren würden. A priori wären sie immerhin noch durchschnittlich bereit, 1.223 Euro für die Umsetzung dieser Reform zu bezahlen. Ähnlich hohe Beträge finden sich auch bei verheirateten Paaren mit zwei Kindern und auch noch mit einem Kind sowie bei den unverheirateten Paaren. Zwar liegt der Wohlfahrtsgewinn bei Alleinerziehenden mit ca. 300 Euro pro Monat auch noch vergleichsweise hoch, aber es wird deutlich, dass vor allem Paare mit Kindern die höchsten Wohlfahrtsgewinne erzielen. Auch bei dem Wohlfahrtsmaß W(0,5) mit einer geringeren Ungleichheitsaversion liegt der höchste relative Wohlfahrtsgewinn mit 17,7% bei Paaren mit drei und mehr Kindern. Auch bei dem etwas sensitiveren Wohlfahrtsmaß W(1) und dem Sen'schen Wohlfahrtsmaß ändert sich nichts an diesem inhaltlichen Ergebnis. Erst bei einer höheren Ungleichheitsaversion in W(2) liegt der höchste relative Gewinn bei kinderlosen Paaren mit 47,23%.

Tabelle 70: Wohlfahrtsanalyse des Solidarischen Bürgergelds nach Haushaltstypen

Basis	W(0,5)	W(1)	W(2)	W(Sen)		
Residuale Gruppe	80,346	7,330	-7,32E-	1250,87		
Alleinstehende	72,635	7,105	-1,32E-	1003,14		
Alleinerziehende	65,384	6,940	-1,55E-	890,65		
Verheiratete Paare ohne Kinder	77,079	7,234	-1,39E-	1153,31		
Verheiratete Paare mit 1 Kind	80,454	7,347	-6,98E-	1308,22		
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	77,857	7,289	-7,28E-	1246,72		
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	72,056	7,126	-8,62E-04	1039,85		
Bürgergeld	W(0,5)	W(1)	W(2)	W(Sen)	CV	EV
Residuale Gruppe	13,55%	3,38%	21,20%	27,11%	-895,03	906,68
Alleinstehende	4,12%	0,94%	14,71%	2,98%	-147,51	145,90
Alleinerziehende	10,59%	2,64%	<u>16,65%</u>	15,72%	-302,93	298,21
Verheiratete Paare ohne Kinder	3,89%	1,14%	<u>47,23%</u>	6,42%	-209,66	208,55
Verheiratete Paare mit 1 Kind	15,75%	4,02%	25,76%	35,39%	-964,43	962,65
Verheiratete Paare mit 2 Kindern	16,74%	4,28%	26,98%	37,76%	-1.143,24	1.140,08
Verheiratete Paare mit mehr als 2 Kindern	17,70%	4,57%	27,24%	39,07%	-1.211,64	1.223,11

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: Die monetären Wohlfahrtsmaße EV und CV resultieren aus der Angebotsschätzung der originären Parameter und haben daher kein Konfidenzbereich

Fett $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

Ein ähnliches Bild zeigte sich auch bei der Hartz-IV-Reform. Es wird damit erneut deutlich, dass je nach normativer Beurteilung bzw. Festlegung der existierenden Ungleichheitsaversion sich die Interpretation der berechneten Ergebnisse für bestimmte Haushaltstypen ändern kann. Vergleicht man nun auch die Ergebnisse der Perzentilanalyse für die kompensatorischen Wohlfahrtsmaße (siehe Tabelle 71) mit denen der Ungleichheitsanalyse, stellt man fest, dass diese sich inhaltlich sehr ähnlich sind. Die Wohlfahrtsgewinne mit den Einkommensdezilen steigen, und auch die größten Wohlfahrtsgewinne finden sich im höchsten Einkommensdezil. Demgegenüber sind die durchschnittlichen Wohlfahrtsgewinne betragsmäßig wiederum stärker als die durchschnittlichen Einkommensgewinne, was ebenfalls bei der Hartz-IV-Reform zu beobachten war und sich dadurch erklärt, dass neben dem Nutzen aus Einkommen auch der Freizeitnutzen in Geldeinheiten umgerechnet wird.

Tabelle 71: Wohlfahrtsmaße EV und CV des Solidarischen Bürgergelds nach Dezilen

	Veränderung gegenüber Status Quo	
	Äquivalente Variation (EV)	Kompensatorische Variation (CV)
1. Dezil	265,88	-253,47
2. Dezil	284,38	-275,64
3. Dezil	342,24	-340,30
4. Dezil	460,56	-461,35
5. Dezil	437,22	-439,70
6. Dezil	524,09	-526,20
7. Dezil	582,37	-585,81
8. Dezil	642,21	-645,03
9. Dezil	731,49	-736,44
10. Dezil	1155,22	-1163,71
Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006		

5.4.6 Wohlfahrtseffekt möglicher Alternativen zum Solidarischen Bürgergeld

Wie bereits in den vorangehenden Abschnitten dargestellt, war davon auszugehen, dass die Einführung des Solidarischen Bürgergelds auch zu hohen positiven Wohlfahrtseffekten führen würde. Demnach ist das Ergebnis gerade des letzten Abschnittes als eine Validierung dieser Annahme zu verstehen. Dieser Abschnitt verfolgt jedoch den Vergleich dieser Wohlfahrtswirkungen mit den bereits definierten Alternativen des Solidarischen Bürgergelds. Die beiden ersten Alternativen stellen also die budgetneutralen Versionen des Originalkonzepts dar, während die dritte und letzte Alternative nur den Teil der negativen Einkommensteuer berücksichtigt. Damit wird eine Version berücksichtigt, deren systematische Umsetzung praktikabler und leichter erscheint.

Tabelle 72 enthält nun die aggregierten Wohlfahrtsmaße für die Gesamtbevölkerung, die kompensatorischen Wohlfahrtsmaße sowie die Perzentilanalyse für die äquivalente Variation (EV). Zuerst lässt sich feststellen, dass alle Alternativen des Solidarischen Bürgergelds noch zu einem durchschnittlichen Wohlfahrtsgewinn führen würden. Dies ergibt sich insbesondere für die beiden budgetneutralen *Alternativen 1* und *2* ein interessantes Ergebnis: Einzig für die *Alternative 2* zeigt das Sensche Wohlfahrtsmaß einen Rückgang von -0,3% an, der aber nicht signifikant ist.

Ähnlich wie bereits auch in der Ungleichheitsanalyse zeigt sich auch bei *Alternative 1* für die ersten Dezile nach wie vor ein Wohlfahrtsgewinn, während insbesondere die höheren Einkommensdezile durchschnittlich sehr stark verlieren werden. Der durchschnittliche Wohlfahrtsgewinn läge aber dennoch bei ca. 66 Euro. Die Haushalte wären also nach der Reform bereit, 66 Euro zu bezahlen, damit sie die Reform noch akzeptieren würden. Auf der anderen Seite würden sie bis zu 67 Euro zahlen, damit diese in Kraft tritt. Vielmehr jedoch würden die Haushalte für die *Alternative 2* bezahlen, obwohl hier wiederum die Wohlfahrtseffekte $W(0,5)$ und $W(1)$ stärker sind.

Tabelle 72: Vergleich der Wohlfahrtsmaße verschiedener Alternativen des Solidarischen Bürgergelds

	Status quo	Bürgergeld	Alternative 1	Alternative 2	Alternative 3
$W(0,5)$	75,165	9,55%	2,67%	1,16%	8,78%
$W(1)$	7,192	2,43%	0,99%	0,24%	2,49%
$W(2)$	-1,13E-03	27,87%	22,02%	12,25%	29,83%
$W(\text{Sen})$	1102,28	16,47%	8,89%	-0,30%	20,84%
CV		-542,65	-65,58	-102,09	-357,45
EV		542,45	66,61	102,87	358,24
1. Dezil		265,88	230,89	144,49	304,29
2. Dezil		284,38	224,66	91,01	236,47
3. Dezil		342,24	279,78	79,19	331,42
4. Dezil		460,56	284,43	134,88	386,05
5. Dezil		437,22	205,23	71,90	389,84
6. Dezil		524,09	196,12	102,06	347,27
7. Dezil		582,37	138,63	86,09	299,92
8. Dezil		642,21	43,16	91,21	294,12
9. Dezil		731,49	-136,95	85,49	311,01
10. Dezil		1155,22	-801,55	142,24	682,76

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: Die monetären Wohlfahrtsmaße EV und CV resultieren aus der Angebotsschätzung der originären Parameter und haben daher kein Konfidenzbereich

Die Dezilanalyse zeigt die EV

Fett $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

Des Weiteren führt *Alternative 2* in allen Einkommensdezilen zu durchschnittlichen Wohlfahrtsgewinnen, was somit wiederum eindeutig für diese Alternative spricht. Wenig überraschend führt auch die *Alternative 3* durchweg zu Wohlfahrtsgewinnen, wobei diese analog zum Originalvorschlag im 10. Dezil am stärksten sind. Dabei steigen die Wohlfahrtseffekte $W(0,5)$ bis $W(2)$ sowie das Sen'sche Wohlfahrtsmaß sogar stärker als im Originalkonzept. Insgesamt lässt sich also festhalten, dass alle Alternativen ebenso

wie das Solidarische Bürgergeld zu Wohlfahrtsgewinnen führen werden, auch wenn sie zum einen budgetneutral oder zum anderen praktikabler gestaltet sind. Trotzdem bleibt bei *Alternative 3* die kritische Bemerkung, dass diese Option zu deutlichen Mehrausgaben führen würde. Eine weitere interessante Variation wäre daher zu untersuchen, wie eine budgetneutrale Variante dieser praktikableren Version aussähe.

5.5 Fazit

Das Solidarische Bürgergeld nach Althaus

Die vorliegende Analyse ist die bisher umfassendste Analyse einer Bürgergeldreform. So wurden neben den Arbeitsangebotseffekten auch die Verteilungs- und Wohlfahrtswirkungen untersucht. Dazu wurden die Analysen auch nach bestimmten Familientypen differenziert dargestellt, um darüber hinaus auch genauere Aussagen über die Wirkungen auf bestimmte Personengruppen treffen zu können. Des Weiteren basiert die Analyse auf aktuelleren Daten als die bisher vorliegenden Studien und verwendet, wie bereits die Studie im vorangehenden Kapitel, ein erweitertes Modellinstrumentarium zur Berücksichtigung von Rationierungen auf der Arbeitsnachfrageseite und unterschiedlicher Präferenzen der Haushalte innerhalb des Arbeitsangebotsmodells. Ebenfalls konnten die Effekte auf ihre Signifikanz hin überprüft werden.

Nichtsdestotrotz zeigen auch die Ergebnisse dieser Studie keine nennenswerten Änderungen zu den bisher vorliegenden Studien. Demnach würde das Arbeitsangebot infolge der Althaus-Reform auf über 885.000 Vollzeitäquivalente ansteigen, wovon jedoch weniger als ein Fünftel von einer höheren Partizipation getragen wird, obwohl 432.000 Personen neu partizipieren würden. Das Gros der Effekte resultiert also aus einer Ausweitung der Arbeitszeit der bereits erwerbstätigen Bevölkerung. Wiederum auffällig ist der nun als signifikant identifizierte Rückgang der Beschäftigung bei Paar-Frauen sowohl bei flexiblen als auch bei gemischt-flexiblen Paarhaushalten mit einer flexiblen Frau, wobei sich die stärksten Reaktionen bei den beiderseitig flexiblen Haushalten zei-

gen. Demnach würden ca. 100.000 Vollzeitstellen bei den flexiblen Paar-Frauen verloren gehen.

Ein weiteres Ergebnis, das aus den vorigen Studien bekannt war, ist, dass es durch die Reform zu einem enormen Anstieg des durchschnittlichen verfügbaren Einkommens kommen wird: So wurden für die Reform fiskalische Kosten in Höhe von mehr als 280 Mrd. Euro berechnet. Die Verteilungsanalysen zeigen jedoch weiter, dass es trotz höheren verfügbaren Einkommens auch zu einem deutlichen Anstieg der Einkommensungleichheit käme, da die Haushalte mit einem höheren Einkommen von der Reform entsprechend mehr profitieren werden. Die Perzentilanalyse zeigt sogar einen maximalen Gewinn im höchsten Einkommensdezil von mehr als 14.000 Euro pro Monat und Kopf. Auf der anderen Seite kommt es jedoch auch zu einer deutlichen Reduzierung der Armutsgefährdung um beinahe die Hälfte und einer nahezu vollständigen Beseitigung der Armutstiefe und -intensität, da das Solidarische Bürgergeld ein soziokulturelles Existenzminimum darstellt, das bedingungslos ausgezahlt wird, unabhängig davon, ob Vermögen vorhanden ist oder nicht. So gibt es de facto kein Einkommen mehr, das unterhalb des Bürgergeldes liegen kann. Bei Betrachtung der Haushaltstypen wird deutlich, dass vor allem verheiratete Paare mit Kindern ihren Einkommensanteil erhöhen können, während der Anteil von Alleinstehenden und Paaren ohne Kinder relativ gesehen abnimmt. Alleinerziehende können diesen auch nur marginal erhöhen.

Die Verteilungsanalyse nach Haushaltstypen zeigt unterschiedliche Verläufe, wobei zu berücksichtigen ist, dass nicht jeder Teileffekt signifikant ist. Es bestätigt jedenfalls die sich relativ verschlechternde Situation von Alleinstehenden durch einen Anstieg der Einkommensungleichheit, obwohl auch diese, wie alle anderen Haushaltstypen, durch die Reform hinzugewinnen würden. Das Einkommensgefälle zwischen erwerbstätigen und nichterwerbstätigen Alleinstehenden wird jedoch größer. Umgekehrt verhält es sich bei kinderlosen Paaren: Deren Einkommensungleichheit sinkt deutlich unter Berücksichtigung einer hohen Ungleichheitsaversion. Dies lässt sich dadurch erklären, dass gerade für viele kinderlose Paare Einschnitte infolge der individuellen Besteuerung zu erwarten sind. Dies zeigt auch der relativ hohe Anteil an Einkommensverlierern in der

Perzentilanalyse um das 5. (38%) und 6. (28%) Einkommensdezil. Dabei handelt es sich also um typische Alleinverdiener-Haushalte mit hohen Einkommensunterschieden der Partner, die insbesondere vom Ehegattensplitting profitieren. Bei diesen Haushalten hat das Solidarische Bürgergeld damit sogar einen nivellierenden Effekt. Hinzu kommt, dass insbesondere für Doppelverdiener-Haushalte, in denen beide Partner über ein ähnlich hohes Einkommen verfügen, ein massiver Anreiz entsteht, dass ein Partner in die Nichtpartizipation wechselt, um das Bürgergeld zu erhalten, während der andere die Arbeitszeit weiter ausdehnt.

Auch die Wohlfahrtsanalyse signalisiert, wie nicht anders zu erwarten, einen deutlichen Wohlfahrtsgewinn durch die Reform. Alle ausgewiesenen Wohlfahrtsmaße steigen signifikant an. Die kompensierenden Wohlfahrtsmaße beziffern den durchschnittlichen Wohlfahrtsgewinn insgesamt auf etwa 540 Euro pro Haushalt. Die Analyse nach Haushaltstypen untermauert die positiven Wirkungen für verheiratete Paare mit Kindern. Diese verfügen über den höchsten durchschnittlichen Wohlfahrtsgewinn, während dieser von Alleinstehenden und kinderlosen Paaren im Verhältnis deutlich geringer ist. Ebenfalls bestätigt sich jedoch, wie auch bereits in der Ungleichheitsanalyse angedeutet und in der Analyse der Hartz-IV-Reform beobachtet, dass sich die Interpretation der stärksten Wohlfahrtsgewinne ändern kann, wenn man eine höhere Ungleichheitsaversion zugrunde legt. In diesem Fall gehören kinderlose Paare zu den größten Wohlfahrtsgewinnern, während dies bei den anderen Ungleichheitsmaßen mit einer geringeren Aversion für verheiratete Paare mit drei und mehr Kindern gilt.

Reformalternativen

Trotz der beschriebenen allgemeinen positiven Wirkungen des Althaus-Vorschlags sind diese dahingehend zu relativieren, dass sie in keinem vertretbaren und realisierbaren Rahmen interpretiert werden. Das bedeutet, dass die eigentlichen isolierten Wirkungen eines solchen Reformvorschlags nicht analysiert werden können, wenn nicht auch ein Budgetausgleich gewährleistet ist. Zu diesem Zweck wurden zwei weitere Reformkonzepte entwickelt, die am Originalvorschlag ansetzen und einmal über eine Veränderung

des Steuerparameters oberhalb, bei gleichbleibendem Transferenzugsparameter unterhalb und einmal durch Veränderung sowohl unter als auch oberhalb der Transferschwelle einen Budgetausgleich herstellen. Für die *Alternative 1* liegt der obere Steuerparameter bei 61,5% und bei *Alternative 2* unterhalb bei 80% und oberhalb bei 37,05%. Neben diesen beiden Reformen wurde auch noch eine *Alternative 3* berechnet, die wiederum auf einen Budgetausgleich verzichtet, aber dafür von einem vollständigen Systemwechsel, wie im Althaus-Vorschlag vorgesehen, absieht und nur die Einführung der negativen Einkommensteuer berücksichtigt.

In allen drei Alternativen sinken die Arbeitsangebotseffekte im Vergleich zum Solidari-schen Bürgergeld überaus deutlich, sodass wenig von den positiven Wirkungen der Reform übrigbliebe, wenn man auch den Budgetausgleich gewährleistete. Aber auch für *Alternative 3*, für die kein Budgetausgleich berücksichtigt wurde, käme es sogar zu deutlich negativen Arbeitszeit- und Partizipationseffekten. Insgesamt würden rund 203.000 Vollzeitstellen reduziert, wobei allerdings 402.000 Vollzeitstellen durch den reinen Wechsel in die Nichtpartizipation abgebaut würden, während die reine Arbeitszeit bei Erwerbstätigkeit um gut 198.000 Vollzeitstellen ausgedehnt würde. Insgesamt würden sich rund 438.000 Personen aus dem Arbeitsmarkt zurückziehen. Noch deutlicher sind die Reaktionen in *Alternative 2*: Hier würden sogar 503.000 Personen in die Nichtpartizipation wechseln. Der Arbeitszeiteffekt wäre dagegen mit insgesamt 43.000 Vollzeitstellen noch positiv. Überhaupt wäre dies die einzige Alternative, bei der im Saldo mehr Arbeit angeboten würde. In *Alternative 1* würden insgesamt nämlich auch circa 32.000 Vollzeitstellen reduziert. Dagegen ist der Partizipationseffekt in Personen-äquivalenten für diese Alternative als einziger positiv, obwohl auch der reine Partizipationseffekt der Arbeitszeit negativ ist. Dies liegt daran, dass vor allem Paar-Frauen ihre Arbeit reduzieren. Dabei handelt es sich vorwiegend um Vollzeitstellen. Andere Haushaltstypen erhöhen dagegen sehr deutlich ihre Partizipation, dennoch wandern diese verstärkt in den Teilzeitbereich, was sich in den geringen reinen Partizipationseffekten der Arbeitszeit widerspiegelt. Ungeachtet dessen lässt sich an den Ergebnissen zumindest für *Alternative 1* festhalten, dass die Effekte nicht sonderlich dramatisch wären.

Allen Alternativen ist aber gemeinsam, dass insbesondere Paar-Frauen ihre Erwerbsbeteiligung deutlich reduzieren würden.

Schaut man sich nun die Verteilungseffekte an, so zeigt sich für *Alternative 1* und *Alternative 3* ein Rückgang der Einkommensungleichheit in Form des Gini-Koeffizienten, während es bei *Alternative 2* zu einem Anstieg kommt. Ebenso können diese beiden Alternativen die Armutsgefährdung deutlich reduzieren, und auch die Armutstiefe und -intensität gehen deutlich zurück. Dies gilt allerdings auch für *Alternative 2*, während hier jedoch die Armutsgefährdung ansteigt. Gleichzeitig steigt in dieser Alternative wiederum das durchschnittliche Einkommen unterhalb der Armutsgrenze, sodass sich die beschriebenen Effekte dadurch erklären, dass nun für einige Haushalte mit geringerem Einkommen die Transferentzugsrate ansteigt (80%) und diese nun unter die Armutsgrenze fallen. Die Perzentilanalyse macht wiederum deutlich, wieso es in *Alternative 1* zu einem deutlichen Rückgang der Ungleichheit kommt. Während die meisten Einkommensdezile hinzugewinnen, verlieren die beiden höchsten Dezile, das 10. Dezil sogar überaus deutlich. Des Weiteren zeigt der Vergleich, dass in der *Alternative 2* für alle Einkommensdezile ein durchschnittlicher Einkommensgewinn selbst bei Budgetausgleich zu erwarten wäre. Dieses zunächst kontraintuitive Ergebnis resultiert daraus, dass in der Perzentilanalyse der Einkommensgewinn pro Kopf ermittelt wird. Steigt also bei einem Paarhaushalt mit zwei Kindern das verfügbare Einkommen und wird dafür ein Alleinstehender zum Budgetausgleich belastet, so erhöht sich das Einkommen im Durchschnitt für 2,1 Köpfe (Äquivalenzziffer der modifizierten OECD-Skala) und verringert sich für einen Kopf.

Die Wohlfahrtsanalyse zeigt für alle Wohlfahrtseffekte bei allen Alternativen bis auf *Alternative 2* einen signifikanten Wohlfahrtsgewinn. Obwohl hier der Wohlfahrtsgewinn auch deutlich ist, ist der Effekt bei dem Wohlfahrtsmaß $W(2)$ insignifikant. Der Vergleich der kompensierenden Wohlfahrtsmaße zeigt jedoch den durchschnittlichen Wohlfahrtsgewinn. Dieser wäre auch für *Alternative 2* höher als für *Alternative 1*. Dies ist gerade dahingehend interessant, dass es sich hierbei um grundsätzlich budgetneutrale Alternativen handelt. Wie bereits aus der Ungleichheitsanalyse zu erkennen war, resul-

tiert auch hier für jedes Einkommensdezil ein durchschnittlicher Wohlfahrtsgewinn. Vergleicht man auch die Wohlfahrtsgewinne der *Alternative 3* mit den Wohlfahrtsgewinnen des Originalvorschlags, so wird deutlich, dass der größte Anteil der Wohlfahrtseffekte von genau der Umsetzung der negativen Einkommensteuer resultiert.

Zusammenfassend lässt sich also herausstellen, dass der ursprüngliche Vorschlag des Solidarischen Bürgergelds in dieser Form nicht umsetzbar ist. Diese Studie hat mögliche Alternativen und deren Angebots-, Verteilungs- und Wohlfahrtswirkungen benannt. Es konnte gezeigt werden, dass diese Alternativen auch zu durchschnittlichen Wohlfahrtsgewinnen führen würden. Darüber hinaus gäbe es eine Alternative mit einem durchschnittlichen Wohlfahrtsgewinn über alle Einkommensdezile, bei der es allerdings wiederum zu einem Anstieg der Armutsgefährdung und der Einkommensungleichheit käme. Damit wird zudem deutlich, wie wichtig es ist, die entscheidenden Zielgrößen für die Beurteilung einer Reform zu benennen und diese dahingehend zu untersuchen. Diese Studie ist dagegen deskriptiv ausgelegt und vermeidet daher auch eine normative Festlegung oder Interpretation der Wirkungen. Vielmehr sollte auch gezeigt werden, dass man gerade bei Reformen zu sehr unterschiedlichen Interpretationen der Wirkungen gelangen kann, wenn man unterschiedliche Informationskanäle verwendet oder die Wirkungsweise für unterschiedliche Teilgruppen einer Grundgesamtheit näher beleuchtet.

6 Arbeitsangebotseffekte, Verteilungswirkungen und Wohlfahrtseffekte der Einführung einer Kinderkomponente und eines Familienrealsplittings zur Förderung von Familien im unteren und mittleren Einkommensbereich

6.1 Einleitung

In Deutschland werden gegenwärtig für Familienleistungen in einer weiten Definition 187 Mrd. Euro (2008) ausgegeben. Deutschland belegt damit in Europa einen vorderen Platz in der Familienförderung, und dennoch beurteilt eine Mehrzahl von Personen, wie eine Umfrage im Rahmen des ZDF-Politbarometers (2008) zeigt, dass die finanzielle Situation von Familien mit Kindern als eher weniger gut eingeschätzt wird.⁵⁴ Mehr als ein Drittel der erziehungsberechtigten Eltern mit Kindern unter elf Jahren gaben in einer Forsa-Umfrage (2008) sogar an, dass man in Deutschland als Familie mit Kindern eher wenig gut oder auf keinen Fall gut leben kann.⁵⁵ Eine mögliche Erklärung könnte sein, dass die Geldleistungen, gemessen am BIP, im Vergleich zu vielen anderen Ländern eher gering sind, während die Steuerleistungen auf der anderen Seite einen höheren Anteil einnehmen (siehe z.B. OECD Family Database). Dafür spricht zum Beispiel, dass das Kindergeld den meisten bekannt ist und diese Leistung auch gefühlt, aber oft als zu gering empfunden wird.⁵⁶ Im Gegensatz könnten die Steuerleistungen nur implizit wahrgenommen werden, da diese auch nicht direkt quantifizierbar sind. Darüber hinaus

⁵⁴ Vgl. Statista, URL: <http://de.statista.com/statistik/daten/studie/488/umfrage/finanzielle-situation-von-familien-mit-kindern/>

⁵⁵ Vgl. Statista: URL: <http://de.statista.com/statistik/daten/studie/1475/umfrage/familie%3A-lebensqualitaet-in-deutschland/>

⁵⁶ Siehe hierzu auch, URL: http://www.sinus-institut.de/uploads/tx_mpdownloadcenter/Report_Familienleistungen_25_08_2010.pdf

profitieren auch nur diejenigen Haushalte von den Steuerleistungen, die über ein entsprechend hohes zu versteuerndes Einkommen verfügen. Es zeigt sich aber auch, dass die Ausgaben für Sachleistungen für Kinderbetreuungs- und frühkindliche Bildungseinrichtungen ebenfalls im Vergleich geringer sind, was sich auch an der unzureichenden Versorgung beispielsweise bei den Kinderbetreuungsplätzen zeigt. Eine weitere mögliche Erklärung könnte sich auch daraus ergeben, dass Steuer- und Transferrecht kaum aufeinander abgestimmt und daher einzelne Leistungen oder deren Interaktionen mit anderen Leistungen schwer nachzuvollziehen bzw. zu verstehen sind. Die verschiedenen Fördermöglichkeiten unterscheiden sich teilweise nach der Förderhöhe, den Anrechnungsregeln, der Definition der Anspruchsberechtigten und innerhalb des Transferrechts auch nach den zuständigen Trägern.

In diesem Kapitel⁵⁷ soll es daher nun in erster Linie um die Frage gehen, wie eine verbesserte steuerliche Familienförderung (z.B. durch ein Familienrealsplitting) ergänzt werden kann, um eine Förderung im Bereich unterer und mittlerer Einkommen, die nicht oder nur wenig von steuerlichen Förderungen profitieren, zu gewährleisten. Hierbei sind einerseits verteilungspolitische Effekte und andererseits zusätzliche Anreizeffekte zu berücksichtigen. Dies trifft insbesondere auf den im Januar 2005 eingeführten Kinderzuschlag zu. Aufgrund seiner Konstruktion ergeben sich Fehlanreize am Übergang zum Kinderzuschlag und beim Auslaufen desselben, sodass Reformen im unteren und mittleren Einkommensbereich mögliche Interaktionen berücksichtigen oder sogar vermeiden sollten, um nicht zusätzliche Fehlanreize zu fördern. Eine Möglichkeit besteht auch darin, an der Ausgestaltung des Kinderzuschlags selbst anzusetzen und diese entsprechend zu verbessern.

⁵⁷Das Kapitel basiert größtenteils auf (*Schnabel et al. 2007*). Es wurden jedoch noch die Änderungen des Kinderzuschlags zum 1. Oktober 2008 berücksichtigt. Demnach wurde die Mindesteinkommensgrenze für Paare auf 900 Euro und für Alleinerziehende auf 600 Euro festgelegt. Ebenso wurde der Transferentzug innerhalb des Kinderzuschlags von 7 auf 5 Euro je volle 10 Euro herabgesetzt. Diese Änderungen entsprechend in etwa dem Reformkonzept des erweiterten Kinderzuschlags von (*ebd.*).

Die geplante Weiterentwicklung (im Folgenden als Kinderkomponente bezeichnet) soll:

- (a) die bestehenden Fehlanreize beseitigen,
- (b) Transparenz und Wahlfreiheit im Übergang von ALG II zu Kinderzuschlag schaffen und
- (c) die Erwerbsanreize für Eltern so weit stärken, dass ein eigenes, von Transferzahlungen unabhängiges Einkommen erzielt werden kann.

Im folgenden Abschnitt werden nun Reformkonzepte zur Förderung von Familien im unteren und mittleren Einkommensbereich beschrieben. Danach werden anhand von stilisierten Musterhaushalten die zu erwartenden Einkommenswirkungen und Arbeitsangebotsreaktionen diskutiert. Abschnitt 6.2 beinhaltet die berechneten Angebots-, Verteilungs- und Wohlfahrtseffekte auf Basis des ZEW-Mikrosimulationsmodells, und Abschnitt 6.3 schließt mit einem Fazit.

6.2 Reformkonzepte zur Verbesserung der Familienförderung im unteren und mittleren Einkommensbereich

Im bisherigen Steuersystem mit Ehegattensplitting und Kinderfreibetrag (§ 32 EStG) ist es so, dass Familien mit Kindern mit steigendem Einkommen und Paare mit/ohne Kindern mit zunehmender Einkommensdifferenz zwischen den Partnern sowie in Kombination steuerlich stärker entlastet werden. Diese Wirkungsweise wird oft als konträr zu dem Leistungsfähigkeitsprinzip (Artikel 3 GG) empfunden, wonach höhere Einkommen auch steuerlich höher belastet werden sollen.

Eine mögliche Verbesserung stellt hier das Familienrealsplitting dar, obwohl hier die Entlastungswirkungen zunächst bis zu einem bestimmten Einkommen ansteigen und sich dann allerdings umkehren. Verschiedene Studien zur Einführung eines Familienrealsplittings haben jedoch gezeigt, dass vor allem Familien mit Kindern in den mittleren Einkommensbereichen davon profitieren, während insbesondere Paare ohne/mit Kin-

dern und einem großen Einkommensunterschied zwischen den Partnern – typischerweise Alleinverdiener-Haushalte – verlieren dürften, da der Splittingvorteil nun auf den Übertragungsbetrag gedeckelt wird.⁵⁸ Dieser Einkommensgewinn entsteht jedoch einzig dadurch, dass sich der Übertragungsbetrag zwischen Eltern und Kindern an der Höhe des Grundfreibetrags oder Existenzminimums eines Erwachsenen orientiert und somit deutlich über dem dem gegenwärtigen Kinderfreibetrag zugrunde liegenden sächlichen Existenzminimum eines Kindes sowie dem Freibetrag für die elterliche Betreuung liegt.⁵⁹

In den folgenden Reformszenarien wird daher das Familienrealsplitting als Instrument zur Förderung von Familien im mittleren Einkommensbereich aufgegriffen. Zusätzlich soll dieser Reformbaustein um eine Reform des Kinderzuschlags ergänzt werden, damit auch Familien im unteren Einkommensbereich erreicht und etwaige Fehlanreize, die sich aufgrund des Kinderzuschlags ergeben, beseitigt werden können.

Die Reformszenarien sind modular aufgebaut. Zuerst wird also die Familienbesteuerung reformiert, indem folgende Änderungen an dem bestehen Steuerrecht vorgenommen werden:

- Einführung eines (begrenzten) Realsplittings für Ehegatten und Kinder,
- Übertragungsbetrag 15.500 Euro zwischen Ehegatten und
- Übertragungsbetrag 8.004 (entspricht Grundfreibetrag eines Erwachsenen in 2010) Euro zwischen Eltern und Kind

⁵⁸Vgl. (Bergs et al. 2006), (Steiner/Wrohlich 2008)

⁵⁹Vgl. Zur Berechnung des Existenzminimums für Erwachsene und Kinder:
http://www.bundesfinanzministerium.de/DE/Buergerinnen_und_Buerger/Familie_und_Kinder/Familienleistungen/126_Existenzmini_anl.templateId=raw.property=publicationFile.pdf

Als nächstes wird die Kinderkomponente im unteren Einkommensbereich implementiert. Diese sieht eine Abschmelzung des Erwerbseinkommens im Schnittpunkt der ALG-II-Transferleistung und des Einkommens bei Bezug der Kinderkomponenten vor. Der Transferentzug kann in dieser Variante deutlich niedriger gewählt werden. Die Modellrechnungen verwenden eine Transferentzugsrate von nur 35% im Vergleich zu 50% des Kinderzuschlags.

Diese beiden Weiterentwicklungen des geltenden Kinderzuschlags können mit Erhöhungen des Kindergelds verknüpft werden. Die Erhöhung des Kindergelds kann einheitlich oder nach Alter gestaffelt erfolgen. Die Staffelung kann auch als Einstieg in eine spätere einheitliche Kindergelderhöhung betrachtet werden. Die Erhöhung des Kindergelds wird immer mit einer gleichzeitigen Absenkung des Kinderzuschlags modelliert. Damit wird sichergestellt, dass sich die Erhöhung des Kindergelds im mittleren Einkommensbereich auswirkt und nicht im unteren Einkommensbereich zu Gewinnen führt. Um die Wirkungen zu verdeutlichen, wird eine einheitliche Erhöhung um 20 Euro simuliert. Diese Modellvariante soll zeigen, ob der fiskalische Mehraufwand einer Kindergelderhöhung wirklich so viel höher ist, als gemeinhin angenommen wird. Zum einen dürften im unteren Einkommensbereich die ALG-II-Transferleistungen durch das Kindergeld zurückgedrängt werden, und zum anderen wird im höheren Einkommensbereich der Kinderfreibetrag attraktiver. Ein zusätzlicher Aufwand sollte daher nur im mittleren Einkommensbereich entstehen. Andererseits ist der fiskalische Aufwand immer noch erheblich, da sich sehr viele Haushalte im mittleren Einkommensbereich befinden. Eine Erhöhung des Kindergelds um 20 Euro sollte daher immer noch zu Mehrausgaben von ca. 2 Mrd. Euro führen. Weitere Anpassungen betreffen die Höhe des Kinderzuschlagssatzes: So werden Differenzierungen nach Alter in Anlehnung an die Regelsätze gemäß SGB II (110 Euro für Kinder unter 14, 180 Euro für Kinder ab 14) vorgenommen. Diese Maßnahme führt für Familien mit kleineren Kindern zu geringeren und für Familien mit größeren Kindern zu höheren staatlichen Ausgaben. Die Budgeteffekte sind jedoch gering, weil sich Mehr- und Minderausgaben in etwa ausgleichen sollten.

6.2.1 Reformvarianten

Um aufgrund der Vielzahl von Reformvarianten den Überblick zu bewahren, sind alle zu evaluierenden Szenarien nochmal in Tabelle 73 zusammengefasst. Den Ausgangspunkt bildet das Familienrealsplitting (A0), auf dem die Kinderkomponente aufsetzt (AB0). Alle weiteren Varianten erfolgen additiv zum Familienrealsplitting und den Kinderkomponenten. Diese enthalten z.B. eine weitere Modifikation in Form einer allgemeinen Kindergelderhöhung von 20 Euro, während gleichzeitig der Kinderzuschlag um 20 Euro reduziert wird (AB1). In einer anderen Variante wird der Kinderzuschlag – ähnlich der Vorgehensweise bei den ALG-II-Transferleistungen – nach dem Alter der Kinder gestaffelt (AB2). Dann wird noch einmal untersucht, wenn statt einer allgemeinen Erhöhung des Kindergelds um 20 Euro die Erhöhung nach der Anzahl der Kinder unterschiedlich bemessen wird (AB3). Eine letzte Variante untersucht dann die Kombination aus dieser differenzierten Kindergelderhöhung kombiniert mit der bereits erwähnten Staffelung des Kinderzuschlags nach dem Alter der Kinder (AB4). Im Folgenden werden die einzelnen Reformvarianten auch nochmal genauer beschrieben.

Tabelle 73: Reformszenarien zur Familienförderung auf Basis eines Familienrealsplittings

		Szenario	
A	Familienrealsplitting	0	Übertragungsbetrag (Partner) 15.500 € Übertragungsbetrag(je Kind) 8.004 €
B	Kinderkomponente (KiK)	AB0	KiK (35% Transferentzugsrate oberhalb ALG-II-Schwelle)
		AB1	+ KiG-Erhöhung um 20€ (Senkung des KiZ-Grundbetrags um 20€)
		AB2	+ Differenzierung der KiZ-Beträge nach Alter (analog zu ALG-II-Sätzen) 110€ unter 14 Jahren / 180 Euro ab 14 Jahren
		AB3	+ gestaffelte KiG-Erhöhung: 1. und 2. Kind je 160€ (= +6€) 3. Kind 180€ (= + 26€) 4. Kind 200€ (= + 21€) Entsprechende Senkung des KiZ-Grundbetrags
		AB4	+ gestaffelte KiG-Erhöhung: 1. und 2. Kind je 160€ (= +6€) 3. Kind 180€ (= + 26€) 4. Kind 200€ (= + 21€) + Differenzierung der KiZ-Beträge nach Alter (analog zu ALG-II-Sätzen) 110€ unter 14 Jahren / 180 Euro ab 14 Jahren.

Reform: Familienrealsplitting

(a) Übertragungsbetrag zwischen Ehegatten/Unterhaltsverpflichteten.

Das Realsplitting kann in mindestens zwei Varianten erfolgen. Einerseits kann das Realsplitting – wie auch in der vorliegenden Analyse – im Rahmen einer getrennten Veranlagung erfolgen oder andererseits im Rahmen einer gemeinsamen Veranlagung. Bei Letzterer wird das zu versteuernde Einkommen (ZVE) entsprechend der Beiträge aufgeteilt, die jeder Ehegatte zu den gesamten Einkünften leistet.

Im Ehegattenrealsplitting berechnet sich die Steuerschuld S folgendermaßen:

$$S(ZVE^{\max}, ZVE^{\min}) = \tau(ZVE^{\max} - UB) + \tau(ZVE^{\min} + UB) \quad (6-1)$$

mit $UB \leq UB^{\max}$

Hierbei steht τ für den entsprechenden Einkommensteuertarif und UB für den effektiven Übertragungsbetrag. UB wird in den gängigen Modellen des Realsplittings begrenzt (im vorliegenden Reformvorschlag auf 15.500 Euro). Wenn die Differenz zwischen höherem und niedrigerem ZVE kleiner als der doppelte Betrag (d.h. kleiner ist als) ist, dann führt das tarifliche Realsplitting zum selben Ergebnis wie das geltende Ehegattensplitting. Ist der Unterschied der ZVE größer, dann führt das Realsplitting i. d. R. zu einer Steuerverschärfung.

(b) Übertragungsbetrag zwischen Ehegatten und Kindern

Im Rahmen der Günstigerprüfung wird überprüft, ob das Kindergeld oder die Nutzung des Übertragungsbetrags günstiger ist. Für diese Prüfung muss die Steuerschuld S unter Berücksichtigung des Kinder-Übertragungsbetrags (KUB) in Höhe von 8.004 Euro bestimmt werden. Dieser Kinder-Übertragungsbetrag wirkt im Grunde wie ein Kinderfreibetrag. Der Hauptunterschied besteht darin, dass er steuerlich als Einkommen des Kindes gerechnet wird. Hat ein Kind also weitere nennenswerte Einkünfte – etwa Zinseinkünfte oberhalb des Sparerfreibetrags –, entsteht eine Steuerpflicht des Kindes.

Für die Versteuerung des Elterneinkommens wirkt der Kinder-Übertragungsbetrag hingegen wie ein (erhöhter) Kinderfreibetrag. Eine andere Möglichkeit besteht darin, den KUB als Kindergrundfreibetrag zu modellieren, sodass hierdurch der Grundfreibetrag erweitert wird, ähnlich wie beim Entlastungsbetrag von Alleinerziehenden. Der Vorteil dieser Variante ist, dass hier im Grunde alle Haushalte profitieren würden, da die Besteuerung viel später einsetzen würde. So ergäben sich gerade für viele Haushalte in niedrigen Einkommensbereichen positive Arbeitsanreize. Dennoch entstünden wiederum höhere Entlastungswirkungen für Haushalte mit höheren Einkommen, sodass es unter diesem Gesichtspunkt ratsam erscheint, den KUB als Kinderfreibetrag zu modellieren.

$$S(ZVE^{\max}, ZVE^{\min}) = \tau((ZVE^{\max} - UB) - KUB/2) + \tau((ZVE^{\min} + UB) - KUB/2) \quad (6-2)$$

mit $UB \leq UB^{\max}$

Ungeachtet dessen ergeben sich ohnehin, je nach Aufteilung des Betrags zwischen den Eltern, unterschiedliche Ergebnisse. Das Kindergeld wird (zunächst) in der gegenwärtigen Höhe beibehalten und der Kinderfreibetrag durch das Realsplittingmodell ersetzt. Dabei wird von einer hälftigen Anrechnung des KUB und des Kindergeldes ausgegangen. Es ist aber auch möglich, den Partnern die optimale Verteilung des KUB zu überlassen. In den Simulationen zeigt sich, dass der Aufkommensunterschied zwischen diesen beiden Varianten erheblich wäre und etwa 2 Mrd. Euro betragen könnte. Wird nämlich eine optimale Aufteilung zugelassen, dann führt dies bei einem Paar mit zwei Kindern beispielsweise dazu, dass der Einkommensunterschied, bei dem immer noch ein „volles Splitting“ möglich ist, bis zu 63.016 Euro betragen kann – nämlich das Doppelte von 15.500 Euro + 2*8004 Euro. Eine hälftige Anrechnung wirkt im Gegensatz zur optimalen Aufteilung daher weniger dem Leistungsfähigkeitsprinzip entgegen.

Reform: Kinderkomponente als Alternative zum Kinderzuschlag

Bei der Kinderkomponente soll der bestehende Kinderzuschlag insofern modifiziert werden, als einerseits die vorgesehene Einkommensanrechnung früher einsetzt und andererseits der Transferentzug im Bereich des Kinderzuschlags nur noch 35% beträgt. Die Einkommensgrenze, ab der die Kinderkomponente reduziert wird, ergibt sich hierbei genau dort, wo mit der Kinderkomponente die Bedürftigkeitsgrenze gemäß ALG II erreicht wird – also im Schnittpunkt der KiZ-Kurve mit der ALG-II-Kurve. Es findet demnach weiterhin eine Anbindung an das SGB II statt. Hierbei wird der „KiZ-Hügel“ etwas abgetragen. Im Vergleich zum Status quo sollten immer noch mehr Familien aus der ALG-II-Bedürftigkeit geholt werden. Mit diesem Abtragen des KiZ-Hügels sind Einsparungen verbunden. Im Bereich des Auslaufens des Kinderzuschlags setzt dann die Wirkung des höheren Kindergeldes ein.

Reform: Modifikationen

Da die Einführung eines Familienrealsplittings und der Kinderkomponenten möglicherweise nicht ausreichen, um die gezielte Förder- und Verhaltenswirkung zu erzeugen, sollten diese mit flankierenden Maßnahmen ergänzt werden. Eine Möglichkeit bietet eine pauschale Erhöhung des Kindergeldes um 20 Euro. Diese erfordert wie auch das Modell der Kinderkomponente erhebliche zusätzliche fiskalische Mittel.¹ In (Schnabel et al. 2007) wurden verschiedene Vorschläge zur Gegenfinanzierung unterbreitet⁶⁰, die jedoch nicht zentral für diese Untersuchung sind und daher nicht mehr aufgeführt werden. Hier steht lediglich im Vordergrund, ob mit den Reformvorschlägen Familien im mittleren und unteren Einkommensbereich gezielt gefördert werden können. Ob und wie ein solches Reformmodell gegenfinanziert werden kann, ist Aufgabe der Politik. Hierbei können jedoch Erkenntnisse zur Wirkungsweise bestimmter familienbezogener

⁶⁰Es wurde beispielsweise eine Streichung der Kinderkomponente im Arbeitslosengeld II oder die Begrenzung des Mehrbedarfs von Alleinerziehenden auf 12% untersucht.

Leistungen helfen, wie sie augenblicklich auch im Rahmen einer groß angelegten systematischen Evaluation gewonnen werden.⁶¹

6.2.2 Arbeitsangebotseffekte von Reformen zur Verbesserung der Familienförderung

Die theoretische Wirkungsanalyse hat gezeigt, dass nun für viele Haushalte, in denen es nur einen Hauptverdiener mit einem sehr hohen Einkommen gibt, durch die Einführung eines Familienrealsplittings mit steigendem Einkommen verlieren dürften. Auf der anderen Seite kommt es für Haushalte im mittleren und niedrigen Einkommensbereich zu Einkommensverbesserungen. Die folgende Tabelle 74 fasst für alle Szenarien die Arbeitsangebotseffekte zusammen. Die Einführung eines Familienrealsplittings (Szenario A0) würde demnach zu durchweg positiven Arbeitsangebotsreaktionen führen. Das Arbeitsangebot stiege um 66.276 VÄQ an, wobei 74.602 Personen neu partizipieren würden. Diese tragen jedoch weniger als die Hälfte zum gesamten Arbeitsangebotseffekt bei. Der größte Effekt zeigt sich entlang der intensiven Arbeitsangebotsentscheidung, also in der Ausweitung der Arbeitszeit.

Es gilt jedoch zu beachten, dass ein Teil der positiven Effekte auch von der Neuregelung des Kinderzuschlags getragen wird. Dies erklärt auch die geringen, jedoch positiven Arbeitsangebotseffekte bei den Single-Frauen. Bei den Single-Männern lassen sich dagegen keine nennenswerten Effekte beobachten.

Ansonsten werden die Arbeitsangebotseffekte wesentlich von den Paar-Frauen getrieben. Sie reagieren sowohl auf der extensiven als auch der intensiven Arbeitsangebotsentscheidung am stärksten. Insgesamt stiege das Arbeitsangebot bei Paar-Frauen um 45.670 VÄQ, und 53.621 nahmen nun eine Erwerbstätigkeit auf. Das Familienrealsplitting führt also genau zu den erhofften und beabsichtigten Wirkungen, indem es Er-

⁶¹Siehe URL: <http://www.zew.de/de/forschung/projekte.php3?action=detail&nr=978>

werbsanreize für Paar-Frauen setzt, die ansonsten aufgrund des Splittingvorteils nicht oder weniger gearbeitet hätten. Ob das Familienrealsplitting wie erhofft und in der theoretischen Wirkungsanalyse aufgezeigt bei den mittleren Einkommen ansetzt, muss in der Verteilungsanalyse untersucht werden.

Die Einführung der Kinderkomponente setzt nun am unteren Einkommensbereich an; daher ist auch zu erwarten, dass die Arbeitsangebotseffekte entsprechend geringer ausfallen werden. Für die Reformvariante (AB0) mit der originären Kinderkomponente ohne Modifikationen zeigt sich eine leichte Abschwächung der positiven Arbeitsangebotseffekte durch das Familienrealsplitting. Bei einem genaueren Blick auf die Teileffekte offenbart sich ein gegenläufiger Effekt: Während für Paar-Männer nun das Arbeitsangebot ansteigt, ziehen sich die Paar-Frauen wieder eher aus dem Arbeitsmarkt zurück. Auch bei den alleinerziehenden Frauen wechseln nun einige in die Nichtpartizipation, während auf der anderen Seite einige ihr Arbeitsangebot weiter ausdehnen. Die verschiedenen Reaktionen lassen sich dadurch erklären, dass die Kinderkomponente und damit auch der Transferentzug früher einsetzen. Dies führt dazu, dass für einige Haushalte ein Teil des „KiZ-Hügels“ reduziert wird und der Bezug des Kinderzuschlags unattraktiver wird, sodass sie ihre Arbeitszeit entweder reduzieren oder eben ausweiten, je nachdem, ob der Einkommens- oder der Substitutionseffekt überwiegt. Bei Paaren wird dagegen das reduzierte Arbeitsangebot der Paar-Frauen durch das gestiegene Arbeitsangebot der Männer kompensiert.

Was passiert, wenn man dem negativen Einkommenseffekt der Kinderkomponente bei den alleinerziehenden Frauen über ein erhöhtes Kindergeld entgegenwirkt, zeigen die Ergebnisse für das Szenario AB1. Hier wird das Kindergeld allgemein um 20 Euro erhöht.

Tabelle 74: Arbeitsangebotseffekte verschiedener Reformvarianten zur Familienförderung

	Alleinstehende		Paarhaushalte		Gemischte	Summe
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Paar-Hh.	
A0						
Partizipationseffekte in Personen	45	2.456	10.037	53.621	8.443	74602
Arbeitszeiteffekt gesamt in VÄQ	-52	3.899	7.797	45.670	8.962	66276
Reiner Partizipationseffekt in VÄQ	12	2.826	5.079	17.224	3.297	28438
Reiner Arbeitszeiteffekt in VÄQ	-64	1.073	2.718	28.446	5.665	37838
AB0						
Partizipationseffekte in Personen	113	-1006	10091	-14014	1168	-3648
Vergleich zu A0	251%	-41%	101%	-26%	14%	-5%
Arbeitszeiteffekt gesamt in VÄQ	29	178	7511	-9180	-322	-1784
	-56%	5%	96%	-20%	-4%	-3%
Reiner Partizipationseffekt in VÄQ	57	-2451	4478	-10112	-269	-8297
	475%	-87%	88%	-59%	-8%	-29%
Reiner Arbeitszeiteffekt in VÄQ	-28	2629	3033	932	-53	6513
	44%	245%	112%	3%	-1%	17%
AB1						
Partizipationseffekte in Personen	73	2105	16319	-25282	1486	-5299
	162%	86%	163%	-47%	18%	-7%
Arbeitszeiteffekt gesamt in VÄQ	-38	5121	13943	-24142	-789	-5905
	73%	131%	179%	-53%	-9%	-9%
Reiner Partizipationseffekt in VÄQ	8	-891	7815	-14475	-108	-7651
	67%	-32%	154%	-84%	-3%	-27%
Reiner Arbeitszeiteffekt in VÄQ	-46	6012	6128	-9667	-681	1746
	72%	560%	225%	-34%	-12%	5%
AB2						
Partizipationseffekte in Personen	-40	3371	14040	-17798	1215	788
	-89%	137%	140%	-33%	14%	1%
Arbeitszeiteffekt gesamt in VÄQ	-91	6553	12393	-18489	-838	-472
	175%	168%	159%	-40%	-9%	-1%
Reiner Partizipationseffekt in VÄQ	-40	-70	6737	-9752	1953	-1172
	-333%	-2%	133%	-57%	59%	-4%
Reiner Arbeitszeiteffekt in VÄQ	-51	6623	5656	-8737	-2791	700
	80%	617%	208%	-31%	-49%	2%
AB3						
Partizipationseffekte in Personen	14	398	4101	-6843	287	-2043
	31%	16%	41%	-13%	3%	-3%
Arbeitszeiteffekt gesamt in VÄQ	9	415	3819	-7338	84	-3011
	-17%	11%	49%	-16%	1%	-5%
Reiner Partizipationseffekt in VÄQ	5	-1655	2091	-3131	69	-2621
	42%	-59%	41%	-18%	2%	-9%
Reiner Arbeitszeiteffekt in VÄQ	4	2070	1728	-4206	15	-389
	-6%	193%	64%	-15%	0%	-1%
AB4						
Partizipationseffekte in Personen	29	953	11056	-13596	1785	227
	64%	39%	110%	-25%	21%	0%
Arbeitszeiteffekt gesamt in VÄQ	2	3031	9769	-11109	740	2433
	-4%	78%	125%	-24%	8%	4%
Reiner Partizipationseffekt in VÄQ	23	-1285	5256	-7710	51	-3665
	192%	-45%	103%	-45%	2%	-13%
Reiner Arbeitszeiteffekt in VÄQ	-21	4316	4512	-3398	689	6098
	33%	402%	166%	-12%	12%	16%

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006.

Notiz: **Fett** p<0.01, Doppelt p<0.05, Einfach p<0.1

Infolgedessen verringern sich nun bei den alleinerziehenden Frauen die negativen Partizipationseffekte deutlich, jedoch nicht vollständig. Gemessen in Personen kommt es jedoch zu einem Anstieg der Partizipation. Auf der anderen Seite wird das Arbeitsangebot noch deutlicher ausgeweitet, da das Kindergeld gerade im mittleren Einkommensbereich ansetzt und somit Erwerbsanreize schafft. Bei den Paaren verstärkt die Erhöhung des Kindergeldes den bereits festgestellten gegenläufigen Effekt, dass Männer ihr Arbeitsangebot ausweiten und Frauen ihres entsprechend reduzieren. Dies führt auch dazu, dass das Arbeitsangebot insgesamt nochmal, im Vergleich zum Familienrealsplitting und zur Variante mit der Kinderkomponente ohne Kindergelderhöhung, zurückgeht.

Wird der Kinderzuschlag nun bei einer allgemeinen Kindergelderhöhung nach dem Alter gestaffelt (AB2), dann zeigt sich im Vergleich zur Reformvariante ohne Staffelung eine Abschwächung der positiven Angebotseffekte der Paar-Männer und der negativen Effekten bei den Paar-Frauen. Bei alleinerziehenden Frauen sinkt dagegen der negative Partizipationseffekt, und der positive Effekt auf die Arbeitszeit steigt, sodass sich auch insgesamt das Arbeitsvolumen bei alleinerziehenden Frauen erhöht. In gemischt-flexiblen Paarhaushalten, die vorwiegend aus flexiblen Paar-Frauen bestehen, steigt dagegen die Erwerbsbeteiligung an, während die Arbeitszeit dafür stärker zurückgeht. Im Durchschnitt ergibt sich hierdurch ein leichter Rückgang des Arbeitsvolumens bei den gemischt-flexiblen Paarhaushalten

Insgesamt kommt es nun zu einem Anstieg der Erwerbspersonen, während das Arbeitsvolumen aber nach wie vor sinkt. Diese erneut gegenläufigen Effekte lassen sich wie folgt erklären: Da Familien mit Kindern unter 14 Jahren und Anspruch auf Kinderzuschlag nun verlieren, kann es sich vor allem für Haushalte mit mehreren Kleinkindern lohnen, in die Nichtpartizipation oder in ALG II zu wechseln, da der Verlust je Kind 30 Euro beträgt. Dies zeigt sich an dem Rückgang der Arbeitszeit und der Partizipation bei den Paar-Männern. Auf der anderen Seite kann dies bei einigen Haushalten dazu führen, dass sie den Einkommensverlust mit einem erhöhten Arbeitsangebot kompensieren, was sich auch in der Ausweitung der Arbeitszeit beispielsweise bei Paar-Frauen oder alleinerziehenden Frauen zeigt. Bei Haushalten mit Kindern über und unter 14 Jahren kommt

es auf die jeweilige Konstellation an, die darüber entscheidet, ob der Haushalt nun einen durchschnittlichen Einkommensgewinn oder -verlust haben wird. Allgemein zeigt sich jedoch, dass die Veränderungen eher marginal sind, obwohl zumindest die Erwerbsanreize gestärkt werden.

Wird statt des Kinderzuschlags das Kindergeld gestaffelt (AB3) und der Kinderzuschlag in der alten Form beibehalten, dann sinken wie auch bereits in der Reformvariante AB1 sowohl das Arbeitsvolumen als auch die Zahl der Erwerbspersonen. Der Rückgang fällt allerdings vergleichsweise geringer aus, und im direkten Vergleich ist das Arbeitsvolumen sogar etwas höher. Auffällig ist jedoch, dass nun der Arbeitszeiteffekt negativ ist. Die insgesamt geringeren Effekte erklären sich dadurch, dass natürlich die Erhöhung des Kindergeldes viel moderater ausfällt als bei einer allgemeinen Erhöhung um 20 Euro, sodass keine starken Erwerbsanreize geschaffen werden können. Der positive Aspekt hierbei ist jedoch auch, dass die negativen Arbeitszeit- und Partizipationseffekte bei den Paar-Frauen, aber eben auch die positiven Effekte bei den Paar-Männern, nun deutlich geringer sind.

Die letzte Variante AB4, in der sowohl Kindergeld als auch Kinderzuschlag gestaffelt werden, besticht als einzige der Modifikationen durch einen Anstieg des Arbeitsvolumens als auch der Erwerbspersonen. Letzterer liegt mit weniger als 250 Personen praktisch bei null. Ein Blick auf den reinen Partizipationseffekt verrät jedoch, dass es zu einem Rückzug aus der Erwerbstätigkeit kommt, der jedoch durch den Anstieg der Arbeitszeit mehr als kompensiert wird. Im Vergleich zur Reformvariante ohne Modifikation (AB0) kommt es zu einem Anstieg des Arbeitsvolumens bei alleinerziehenden Frauen, Paar-Männern und auch bei den gemischt-flexiblen Paarhaushalten, lediglich bei Paar-Frauen kommt es nun zu einem stärkeren Rückgang der Arbeitszeit. Verwendet man also nun nur die Arbeitsangebotswirkungen als Entscheidungsgrundlage, so würde dieses letzte Reformszenario präferiert werden. Welche Auswirkungen die verschiedenen Varianten jedoch auf das Haushaltseinkommen und deren Verteilung haben, zeigt die nun anschließende Verteilungsanalyse.

6.2.3 *Verteilungswirkungen von Reformen zur Verbesserung der Familienförderung*

Mit der Einführung der Neuregelung des Kinderzuschlags und einem Familienrealsplitting käme es insgesamt zu leichten Einkommensgewinnen. Wie zu erwarten verlieren jedoch die höheren Einkommen, was sich in einem durchschnittlichen Verlust im 9. Dezil mit $-0,26$ Euro und im 10. Dezil mit $-7,47$ Euro pro Monat und Kopf zeigt. Damit fallen die Einkommensverluste also eher gering aus. Das durchschnittlich verfügbare Äquivalenzeinkommen stiege auch nur gering um etwa $0,20\%$ an, sodass der erhöhte Freibetrag größtenteils durch eine Verschärfung am oberen Ende der Einkommensverteilung gegenfinanziert würde. Die Ungleichheitsmaße deuten auf einen marginalen Rückgang der Einkommensungleichheit, auch wenn die Indikatoren $GE(-1)$ und $A(2)$, die auf eine Veränderung in den unteren Einkommensbereichen sensibler reagieren, anzeigen, dass es zu einem geringfügigen Anstieg der Ungleichheit kommt. Die Erklärung liefert die Perzentilanalyse, wonach insbesondere die mittleren Einkommensdezile oberhalb des Medians profitieren würden, während die Dezile unterhalb zwar im Durchschnitt auch dazugewinnen, aber im Vergleich der Gewinn geringer ausfällt. Die Armutsrisikoquote FGT0 bleibt nahezu unverändert, auch wenn sich ein geringer Rückgang der Armutslücke andeutet.

Mit der Einführung der Kinderkomponente in Szenario AB0 käme es stattdessen zu einem deutlicheren Rückgang der Ungleichheitsmaße, und auch der Anstieg der sensitiveren Maßzahlen fiel deutlich schwächer aus. Dafür würde die Reformvariante auch in etwa das Doppelte der Variante ohne die Kinderkomponente kosten, so steigt nämlich das verfügbare Äquivalenzeinkommen nun um etwa $0,37\%$. Entsprechend stärker sinken auch die Armutskenntziffern, und auch die mittlere Armutslücke sinkt um etwa mehr als das Doppelte als im Vergleich ohne Kinderkomponente. Die Perzentilanalyse offenbart nun aber den größten Anstieg der Einkommensgewinner in den unteren und mittleren Einkommensdezilen. Im 3. Dezil steigt der durchschnittliche Gewinn von $1,22$ auf $11,24$ Euro pro Kopf und Monat. Isoliert betrachtet erreichen damit also Familienrealsplitting und Kinderkomponente die gewünschten Einkommen in den unteren und mittleren Einkommensbereichen. Die oberen Einkommen (8. bis 10. Dezil) sind erwar-

tungsgemäß von der Kinderkomponente nicht berührt, daher zeigen sich hier auch keine Änderungen. Es lässt sich jedoch schon festhalten, dass sowohl das Familienrealsplitting unter Berücksichtigung der Neuregelung des Kinderzuschlags zu ähnlichen Ausgaben wie die Kinderkomponente führen würde. Die Arbeitsangebotseffekte hatten jedoch die größten Angebotswirkungen bei A0 ausgemacht, wohingegen durch die Einführung der Kinderkomponente das Arbeitsvolumen leicht zurückginge. Wird nun das Kindergeld allgemein um 20 Euro erhöht (AB1), dann zeigt sich auch hier der zu erwartende Effekt. Während sich die unteren und oberen Einkommensdezilen im Vergleich zur Reformvariante AB0 kaum verändern – wenngleich es nun im 9. Dezil zu einem durchschnittlichen Einkommensgewinn kommt –, zeigen sich die stärksten Veränderungen bei den mittleren Einkommensdezilen (4. bis 7. Dezil). Der durchschnittliche Einkommensgewinn verdreifacht sich beispielsweise im 5. Einkommensdezil von 2,63 Euro auf 9,56 oder verdoppelt sich nahezu im 4. Einkommensdezil von 6,19 Euro auf 12,31 Euro. Insgesamt steigt das verfügbare Einkommen mit +0,58% auch am stärksten an.

Damit dürfte aber auch deutlich werden, dass sich diese Verbesserungen nur unter hohen Kosten einstellen würden. Aber die Ergebnisse zeigen auch, dass mit der Erhöhung des Kindergeldes insbesondere die mittleren Einkommen zusätzlich gestärkt werden können, da das erhöhte Kindergeld in den unteren Einkommen den Sozialleistungen angerechnet wird und in den oberen Einkommen der Kinderfreibetrag nun nicht mehr wirkt, da dieser in das Familienrealsplitting integriert wurde. Wird das Kindergeld dagegen gestaffelt erhöht und der Kinderzuschlag entsprechen dieser Erhöhung abgesenkt (AB3), dann steigt das durchschnittliche verfügbare Einkommen entsprechend niedriger (+0,29%) und liegt damit auch über den Ausgaben des Familienrealsplittings, jedoch deutlich unter den Ausgaben einer allgemeinen Erhöhung des Kindergeldes ohne Abzug beim Kinderzuschlag (AB1). Entsprechend zeigen sich nun auch deutlich geringere Einkommensgewinne in den unteren Einkommensdezilen als in AB1. Dafür liegen die Einkommensgewinne mit Ausnahme des 1. Dezils im Durchschnitt jedoch über denen des Familienrealsplittings, was natürlich auch den höheren Anstieg des verfügbaren Einkommens erklärt. Relativ gesehen zeigen sich hier die stärksten Unterschiede im 2.

bis 6. Einkommensdezil, sodass darauf geschlossen werden kann, dass hierdurch vor allem die mittleren Einkommen zusätzlich gestärkt würden, während das unterste Einkommensdezil nun weniger dazugewinnt.

Tabelle 75: Vergleich der Verteilungswirkungen verschiedener Reformvarianten zur Verbesserung der Familienförderung

	SQ	A0	AB0	AB1	AB2	AB3	AB4
Gini	0,266	-0,04%	-0,46%	-0,71%	-0,59%	-0,21%	-0,46%
Atkinson (0,5)	0,060	-0,17%	-0,97%	-1,37%	-1,19%	-0,54%	-0,98%
Atkinson (1)	0,115	-0,05%	-0,78%	-1,12%	-0,94%	-0,33%	-0,78%
Atkinson (2)	0,411	0,47%	0,27%	0,21%	0,25%	0,41%	0,27%
GE(-1)	0,348	0,80%	0,46%	0,35%	0,42%	0,70%	0,46%
GE(0)	0,123	-0,05%	-0,83%	-1,19%	-1,00%	-0,36%	-0,83%
GE(1)	0,129	-0,28%	-1,18%	-1,63%	-1,45%	-0,79%	-1,20%
GE(2)	0,189	-0,46%	-2,39%	-2,89%	-2,73%	-2,10%	-2,43%
P90P10	3,159	-0,32%	-0,48%	-0,26%	-0,24%	-0,19%	-0,45%
P90P50	1,856	-0,46%	-0,44%	-0,62%	-0,62%	-0,50%	-0,50%
P10P50	0,588	-0,14%	0,04%	-0,37%	-0,38%	-0,31%	-0,05%
FGT0	0,117	-0,02%	-1,54%	-2,41%	-2,38%	0,37%	-2,01%
FGT1	0,019	-0,34%	-2,16%	-2,48%	-2,37%	-0,26%	-2,31%
FGT2	0,008	-0,22%	-1,64%	-1,78%	-1,91%	-0,32%	-1,87%
Ø -Ek... u. d. Armutsgr.	653,40	0,06%	0,13%	0,01%	0,00%	0,13%	0,06%
Mittlere Armutsücke	132,28	-0,32%	-0,63%	-0,07%	0,01%	-0,62%	-0,30%
Armutsgränze	785,68						
Ø-Äquivalenzeinkommen	1.502,09	0,20%	0,37%	0,58%	0,53%	0,29%	0,40%
1.Dezil		1,23	4,82	5,01	4,61	0,63	4,86
2.Dezil		0,25	4,68	5,88	4,06	1,63	3,84
3.Dezil		1,22	11,25	12,34	9,29	2,96	9,06
4.Dezil		0,34	6,22	12,34	10,07	3,87	6,18
5.Dezil		0,88	2,64	9,57	9,18	3,95	4,83
6.Dezil		2,49	3,38	10,09	9,97	4,72	5,30
7.Dezil		5,54	5,82	10,48	10,41	6,54	6,72
8.Dezil		4,87	4,86	7,56	7,56	5,54	5,54
9.Dezil		-0,23	-0,23	1,19	1,19	0,27	0,27
10.Dezil		-7,45	-7,45	-6,45	-6,45	-7,12	-7,12

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: **Fett** $p < 0,01$, Doppelt $p < 0,05$, Einfach $p < 0,1$

A(0,5), A(1), A(2) Atkinson – Maße mit steigender Ungleichheitsaversion

GE(-1), GE(0), GE(1), G(2) Entropie-Maße mit steigender Ungleichheitsaversion für $(\lim_{a \rightarrow -\infty} \infty > a > -\infty \mid a \neq 0,1)$

P90/P10: Einkommen am 90. Perzentil / Einkommen am 10. Perzentil etc.

FGT0: Armutsquote, FGT1: Armutstiefe, FGT2: Armutsintensität

Das letzte Szenario führte als einziges zu einem weiteren durchschnittlichen Anstieg des Arbeitsvolumens. Das verfügbare Einkommen stiege hier jedoch um 0,40% an, was

wiederum naheliegt, dass die Reform sehr kostspielig werden dürfte. Die durchschnittlichen Einkommensgewinne liegen entsprechend in Höhe der Variante mit einer allgemeinen Erhöhung des Kindergelds. Dennoch zeigen sich feine Unterschiede bei den mittleren Einkommensdezilen oberhalb des Medianeinkommens. Hier fällt der durchschnittliche Einkommensgewinn nun entsprechend höher aus, und auch im 9. Einkommensdezil kommt es noch zu einem durchschnittlichen Einkommensgewinn. Im dritten Einkommensdezil liegt dagegen der durchschnittliche Einkommensgewinn um 2 Euro niedriger. Da in dieser Variante das Kindergeld ab dem dritten Kind deutlicher als bei der allgemeinen Kindergelderhöhung steigt und auch der Kinderzuschlag nach dem Alter gestaffelt ist und somit für Kinder ab 14 Jahren höher ist, deuten die Ergebnisse darauf hin, dass kinderreiche Familien mit älteren Kindern tendenziell oberhalb des Medianeinkommens zu finden sind. Auf der anderen Seite zeigt dies jedoch auch, dass diese Variante aufgrund der gezielten Förderung stärkere Arbeitsanreize setzt als eine allgemeine Erhöhung. Daher könnte auch trotz marginal höherer Ausgaben eine solche Variante gegenüber einer allgemeinen Erhöhung präferiert werden. Ob und inwieweit nun die beschriebenen Reformen auch zu einer Wohlfahrtsverbesserung führen und somit insgesamt auch unter Abwägung der Einkommenseffekte und Arbeitsangebotseffekte zu beurteilen sind, zeigt die abschließende Wohlfahrtsanalyse.

6.2.4 Wohlfahrtseffekte von Reformen zur Verbesserung der Familienförderung

Unter Wohlfahrtsgesichtspunkten bestätigt sich, dass alle Reformen zu einer Wohlfahrtsverbesserung führen (siehe Tabelle 76). Dieses Ergebnis ist damit auch konsistent mit der Verteilungsanalyse, die für alle Reformvarianten einen Anstieg des verfügbaren Einkommens anzeigte. Die Wohlfahrtsanalyse zeigt aber nochmals deutlich, dass es insbesondere in der Reformvariante AB3 im Vergleich zum Familienrealsplitting allein (AB0) deutlich positivere Wohlfahrtseffekte gibt. Dies lässt sich beispielsweise an den Wohlfahrtsmaßen $W(2)$ und $W(\text{Sen})$ ablesen, die nochmals deutlicher ansteigen. Aber auch die kompensatorischen Wohlfahrtsmaße beinhalten diesen stärkeren Wohlfahrtseffekt. So könnte den Haushalten nach der Reform also im Schnitt 7 Euro vom Einkom-

men abgezogen werden, ohne dass sich der Nutzen gegenüber dem Status quo verschlechtern würde (CV). Umgekehrt müsste man den Haushalten im Durchschnitt auch etwa 7 Euro bezahlen, damit sie zwischen Status quo und AB3 indifferent wären (EV).

Tabelle 76: Vergleich der Wohlfahrtsmaße verschiedener Reformvarianten zur Verbesserung der Familienförderung

	Status Quo	A0	AB0	AB1	AB2	AB3	AB4
W(0,5)	75,17	0,12%	0,23%	0,35%	0,32%	0,17%	0,25%
W(1)	7,19	0,04%	0,08%	0,11%	0,10%	0,05%	0,08%
W(2)	-0,001	0,26%	0,61%	0,87%	0,79%	0,40%	0,64%
W(Sen)	1.102,28	0,29%	0,66%	0,98%	0,88%	0,46%	0,69%
CV		-2,13	-12,03	-23,60	-18,56	-7,19	-11,39
EV		1,89	10,03	21,37	17,40	6,79	10,16
1. Dezil		0,20	5,76	6,23	5,70	0,68	5,83
2. Dezil		3,29	12,74	14,93	12,05	2,62	11,61
3. Dezil		1,92	29,51	32,42	18,04	6,73	17,77
4. Dezil		-1,25	9,39	22,02	19,09	5,38	11,58
5. Dezil		0,87	11,26	25,73	19,85	8,14	11,41
6. Dezil		5,14	15,70	34,22	32,29	13,49	21,04
7. Dezil		12,18	13,84	27,37	26,71	16,26	16,71
8. Dezil		11,11	13,03	20,25	19,47	13,12	13,88
9. Dezil		2,12	2,17	6,82	6,78	3,86	3,88
10. Dezil		-16,01	-16,01	-13,60	-13,60	-15,07	-15,07

Quelle: Eigene Berechnung, SOEP 2006. Methode: Nicht-parametrischer Bootstrap mit 100 Wiederholungen

Notiz: Die monetären Wohlfahrtsmaße EV und CV resultieren aus der Angebotsschätzung der originären Parameter und haben daher kein Konfidenzbereich

Die Dezilanalyse zeigt die EV

Fett $p < 0.01$, Doppelt $p < 0.05$, Einfach $p < 0.1$

Die Wohlfahrtsanalyse zeigt aber auch, dass es beim Familienrealsplitting zwar im 10. Dezil zu einem Wohlfahrtsverlust käme, dafür aber nicht im 9. Dezil, aber wiederum im 4. Dezil. Damit weichen die qualitativen Ergebnisse von der Verteilungsanalyse ab. Dieser Wohlfahrtsverlust im 4. Dezil verschwindet allerdings in den weiteren Reformvarianten. Die Einführung der Kinderkomponenten würde den Wohlfahrtsgewinn nochmal deutlich erhöhen (AB0). Insbesondere in den mittleren Dezilen steigt der Wohlfahrtsgewinn beträchtlich an (3. bis 6. Dezil). Es zeigt sich also nochmals deutlich aus einem anderen Betrachtungswinkel, dass die Kinderkomponente die beabsichtigte Wirkung auf die mittleren Einkommen entfaltet. Ebenfalls bestätigt sich die positive Wirkung einer allgemeinen Erhöhung des Kindergelds (AB1). Analog zur Verteilungsanalyse kommt

es hier zu dem höchsten Wohlfahrtsgewinn. Dabei wird wiederum deutlich, dass dieses Ergebnis insbesondere von dem Anstieg des Wohlfahrtsgewinns in den mittleren Dezilen (4. bis 6. Dezil) getragen wird. Damit bestätigt sich auch hier die These, dass eine Erhöhung des Kindergeldes in Kombination mit dem Familienrealsplitting vor allem in den mittleren Einkommensdezilen wirkt.

Die einzige Reform, die jedoch zusätzlich zum Familienrealsplitting das Arbeitsvolumen erhöhen würde, ist die Reformvariante AB4. Hier zeigt sich im Vergleich zur Verteilungsanalyse auch noch ein deutlich höherer Wohlfahrtsgewinn als beim Familienrealsplitting allein. Obwohl der Wohlfahrtsgewinn zwar nochmals deutlich höher liegt, wurde aus der Verteilungsanalyse jedoch ersichtlich, dass der Gegenfinanzierungsbedarf hier nochmals deutlich höher läge. Will man den finanziellen Rahmen nicht zu deutlich erhöhen, bleibt als möglich Alternative nur die Reformvariante AB3. Hier kommt es auch nochmal zu einem durchschnittlich höheren Wohlfahrtsgewinn als beim Familienrealsplitting allein, der gerade vom 3. bis 6. Dezil deutlich höher liegt. Unter diesem Gesichtspunkt wäre dieses Reformszenario trotz eines geringen Rückgangs des Arbeitsvolumens der Favorit unter allen anderen Reformkonstellationen, möchte man den Kinderzuschlag in dieser Form nicht belassen. Die Einführung einer Kinderkomponente hätte jedenfalls eine positive wohlfahrtssteigernde Wirkung, die, je nachdem, wie das Kindergeld erhöht wird, nochmal deutlich stärker ausfällt.

6.3 Fazit

In diesem Kapitel wurden verschiedene Reformvarianten, die von Prof. Dr. Reinhold Schnabel im Rahmen eines Projektes für die Prognos AG vorschlagen wurden, dahingehend evaluiert, ob sie zur Verbesserung der Familienförderung in den unteren und mittleren Einkommensbereichen beitragen sowie Erwerbsanreize schaffen und insgesamt zu einer Wohlfahrtsverbesserung führen.

Hierzu wurde das bestehende Steuersystem mit gemeinsamer Veranlagung durch ein Familienrealsplitting ersetzt. In einer weiteren Reformvariante wurde der Kinderzuschlag durch eine Kinderkomponente ersetzt, die bereits früher einsetzt und bei niedrigerer Transferentzugsrate ohne eine Höchsteinkommensgrenze ausläuft; hierdurch sollen die Fehlanreize an den Übergängen des Kinderzuschlags beseitigt werden. Um weitere zusätzliche Erwerbsanreize zu schaffen, wurden weitere Modifikationen aus Familienrealsplitting und Kinderkomponente untersucht: So wurde das Kindergeld beispielsweise einmal allgemein um 20 Euro und ein anderes Mal nach der Ordnungszahl der Kinder gestaffelt erhöht. Ebenso wurde die Höhe des Kinderzuschlags nach Alter der Kinder gestaffelt.

Die Ergebnisse haben gezeigt, dass die stärksten Wirkungen von dem Familienrealsplitting ausgehen würden. Von den weiteren Reformvarianten würde nur die Version mit einem gestaffelten Kindergeld und differenziertem Kinderzuschlag das Arbeitsvolumen zusätzlich erhöhen, was aber wiederum zu deutlich höheren Ausgaben führen dürfte. Die Kinderkomponente wirkt positiv auf die unteren und mittleren Einkommen und entfaltet auch einen positiven Erwerbsanreiz entlang der intensiven Arbeitsangebotsentscheidung (Ausweitung der Arbeitszeit). Dagegen kommt es jedoch gerade bei Paar-Frauen mit Kindern und Alleinerziehenden zu einem Rückgang entlang der extensiven Arbeitsangebotsentscheidung (Partizipation), sodass der Gesamteffekt bis auf die bereits genannte Modifikation negativ wird. Aus der Analyse wurde aber auch deutlich, dass das Kindergeld in Kombination mit dem Familienrealsplitting und der Kinderkomponente die erwarteten positiven Wirkungen in den mittleren Einkommensbereichen entfaltet und hier vor allem bei alleinerziehenden Frauen positive Erwerbsanreize setzt, während Paar-Frauen mit Kindern ihr Arbeitsvolumen reduzieren. Insgesamt stiege bei allen Reformvarianten das durchschnittlich verfügbare bedarfsgewichtete Haushaltseinkommen pro Kopf an. Ebenso käme es bei allen Szenarien zu einer Wohlfahrtsverbesserung. Auch hier zeigen sich gerade für die Modifikationen in Form der Kindergelderhöhung die stärksten positiven Wirkungen in den mittleren Einkommensbereichen, sodass die intendierten Effekte eintreten.

Alles in allem bleibt jedoch festzuhalten, dass die Kinderkomponente zusätzliche Ausgaben verursachen wird und, wie die Arbeitsangebotseffekte zeigen, dabei keine wesentliche Erwerbsanreize bringen dürfte. Die Erhöhung des Kindergeldes würde ebenfalls weitere Ausgaben verursachen, ohne zusätzlich nennenswerte Erwerbsanreize zu schaffen. Angesichts der sicherlich erheblichen Mehrausgaben bleibt daher die Frage nach der Gegenfinanzierung dieser Reformmaßnahmen. Da eine Gegenfinanzierung auf unterschiedliche Weise erfolgen kann, z.B. durch Erhöhung des Einkommensteuersatzes oder Streichung anderer Sozialleistungen, wurde dieser Versuch in dieser Analyse nicht unternommen. Ebenso wurde nicht versucht, die Wahlfreiheit explizit zu modellieren, da dies den Rahmen dieser Untersuchung gesprengt hätte. Sicherlich würde der Übergang zu einer Kinderkomponente die verfassungstheoretisch bedenklichen Budgetverläufe beseitigen und zumindest mehr Transparenz und Wahlfreiheit schaffen. Dies könnte jedoch nur ex post untersucht werden. Und daher ist und bleibt die Gestaltung der Schnittstelle am Übergang von ALG II zu Kinderzuschlag, Wohngeld und Kindergeld eine spannende Frage für die Zukunft.

7 Schlussbetrachtung

Wie eingangs beschrieben, war das erklärte Ziel der vorliegenden Arbeit zum einen methodischer und zum anderen inhaltlicher Natur:

Methodisch wurde das bestehende *conditional logit*-Arbeitsangebotsmodell des ZEW-Mikrosimulationsmodells zu einem *random parameters logit*-Modell erweitert. Dieser Schätzansatz ist viel flexibler, da auch unbeobachtete Unterschiede in den Präferenzen für Einkommen und Freizeit der Haushalte berücksichtigt werden können. Zwar ist es notwendig, eine Annahme über die Verteilung dieser Präferenzunterschiede zu treffen, die Wahl der Verteilung ist jedoch frei und kann innerhalb des verwendeten Modells variiert werden. Der zweite wichtige Vorteil dieses Ansatzes ist die Vermeidung des Problems infolge der *independence of irrelevant alternatives* (IIA)-Annahme. Diese impliziert, dass es im Rahmen eines diskreten Wahlmodells bei einer Erhöhung (Verringerung) der Attraktivität eines Zustandes bei den anderen Zuständen entsprechend zu proportionalen Verschlechterungen (Verbesserungen) kommen muss. Innerhalb des hier zugrundeliegenden Modellrahmens mit einem diskreten Arbeitsangebotsmodell ist diese Annahme insbesondere bei Änderungen im Niedrigeinkommensbereich als kritisch zu hinterfragen, da es wenig plausibel erscheint, dass im Zuge einer Reform der Grundversicherung Vollzeitbeschäftigte im gleichen Maße wie geringfügig Beschäftigte oder Teilzeitbeschäftigte betroffen wären. Daher würden die Effekte entlang der intensiven Arbeitsangebotsentscheidung (Arbeitszeiteffekte) sicher überschätzt.

Die zweite methodische Erweiterung des Modells betrifft die Berücksichtigung von Rationierungen auf der Arbeitsnachfrageseite. Der bisherige Modellrahmen ging implizit davon aus, dass alle Arbeitsmarktzustände frei gewählt werden. Somit ist auch die Wahl der Nichtpartizipation (Arbeitslosigkeit) eine freiwillige Entscheidung. Diese Modellannahme ist ebenfalls als äußerst kritisch zu hinterfragen, da es die Situation, dass es jemand trotz intensiver Suchanstrengungen und des Wunsches, eine Arbeit aufzunehmen, nicht schafft, eine Arbeit zu finden, ausklammert. Genauer gesprochen berücksichtigt das bisherige Modell nicht die Möglichkeit, unfreiwillig arbeitslos zu sein. Die Ver-

nachlässigkeit dieser Information hat zur Konsequenz, dass sowohl die geschätzten Präferenzparameter des Standardmodells als auch die darauf basierenden Angebotselastizitäten möglicherweise verzerrt sind (insbesondere die extensive Arbeitsangebots- oder Partizipationsentscheidung), da jeder, der eine Arbeit sucht, auch eine Arbeit finden wird. In der zugrundeliegenden Arbeit wurde daher versucht, diesem Problem mit einem *double-hurdle*-Ansatz zu begegnen. Die erste Hürde besteht in dem Wunsch, eine Arbeit zu suchen, und die zweite Hürde darin, auch eine Arbeit zu finden. Hierzu wurde ein Modell zur Berechnung der Wahrscheinlichkeit, unfreiwillig arbeitslos zu sein, spezifiziert und geschätzt. Diese Information wurde dann in das bisherige Modell integriert. Eine weitere methodische Neuerung zu den bisherigen Studien ist die Implementierung eines Wohlfahrtsmoduls. Hierdurch konnten auch erstmals Verteilungs- und Wohlfahrtseffekte miteinander verglichen werden. Hierzu wurden die auf *Hicks* zurückgehenden Kompensationsmaße Äquivalente und Kompensatorische Variation in das Modell implementiert.

Erstmals wurden in der zugrundeliegenden Studie alle Modellerweiterungen kombiniert und einem quantitativen Test unterzogen. Hierzu musste darüber hinaus eine Programmroutine entwickelt werden, die das Ziehen von Störtermen erlaubt und somit die Kalibrierung des Modells in einem adäquaten Zeitraum erlaubt. Vergleichbare Unternehmungen auf Basis des Standardmodells hätten mehrere Monate oder gegebenenfalls Jahre gedauert. Die Programmroutine wurde entsprechend so effizient programmiert, dass Ergebnisse schon nach wenigen Minuten vorhanden waren. Um die verschiedenen Modelle in einem konsistenten Rahmen quantitativ zu vergleichen, wurde eine parametrische Bootstrap-Routine mit 100 Wiederholungen implementiert. Ein solcher quantitativer Test der Angebotselastizitäten vom *random parameters logit*- und *conditional logit*-Modell sowie rationiert vs. nicht rationiert ist bisher einmalig.

Die Ergebnisse zeigen, dass es zu merklichen Unterschieden in den Angebotselastizitäten kommt. Zwar neutralisieren sich die Wirkungen von *random parameters logit* und

unfreiwilliger Arbeitslosigkeit beispielsweise bei Paarhaushalten, sodass man nicht deutlich vom Standardmodell entfernt liegt, bei Single-Frauen gilt dies jedoch nicht. Darüber hinaus zeigen die Angebotselastizitäten innerhalb bestimmter Teilgruppen eindeutige Unterschiede. Damit wurde also auch deutlich, dass der Fehler mit zunehmender Aggregation geringer wird und so auch im Gesamtaggregat möglicherweise verschwinden kann, was somit auch die Ergebnisse anderer Studien erklären würde, die keine signifikanten Unterschiede finden konnten.

Der inhaltliche Fokus dieser Arbeit war auf die erneute Schätzung bestimmter Reform-szenarien aus früheren Studien gerichtet, die die entsprechenden methodischen Defizite enthalten. Ein weiteres methodisches Defizit dieser Studien liegt in der Modellierung von Transitionen, also dem Wechsel von einem Arbeitsmarktzustand in einen anderen. Erst unter Berücksichtigung all dieser methodischen Defizite konnte nun eine differenzierte Analyse auch nach unterschiedlichen Haushaltstypen durchgeführt werden. Für diese Arbeit wurde eine entsprechende Einteilung vorgenommen, aber dem Grunde nach lässt sich eine solche Analyse nach allen möglichen Haushaltstypen (gegeben eine ausreichende Fallzahl innerhalb der Simulationsstichprobe) durchführen.

Als Reformen wurden untersucht:

- a) Reform der Grundsicherung : Einführung des ALG II
- b) Solidarisches Bürgergeld nach Dieter Althaus
- c) Kinderkomponente für Geringverdiener und Familienrealsplitting

Trotz der methodischen Erweiterungen und Neuerungen haben sich die qualitativen Ergebnisse der jeweiligen Reformen nicht wesentlich geändert. Daher scheint es zusammenfassend auch gerechtfertigt, danach zu fragen, was nun die wesentlichen Erkenntnisse sind, die aus der vorliegenden Untersuchung gewonnen werden konnten. Wie weiter oben beschrieben, ist dies die erste Arbeit, die verschiedene Modellerweiterungen kombiniert und einem Test unterzieht. Ohne eine solche wissenschaftliche Überprüfung

stünden die bisherigen Ergebnisse und auch zukünftige Ergebnisse auf einem wackeligen Fundament. Diese Arbeit konnte nun aufzeigen, welche Auswirkungen rein methodische Fehler haben können, und zudem differenzierte Analysen nach bestimmten Haushaltstypen vornehmen. Das Potential der methodischen Erweiterungen ist jedoch noch längst nicht ausgeschöpft, und so musste sich auch diese Arbeit gewissen physikalischen Restriktionen unterwerfen.

Da die berechneten Reformen auch vom Umfang her deutlich in das System eingegriffen haben und somit die qualitative Richtung bereits im Vorfeld errahnen lassen, konnten vermutlich keine wesentlichen qualitativen Unterschiede gefunden werden. Dennoch sollte vor allem bei kleineren Reformen oder solchen, die beispielsweise nur Single-Frauen oder Alleinerziehende betreffen, die Interpretationen einem Robustheitstest unterzogen werden. Daher ist es hilfreich und wichtig, an dieser Stelle auch andere Schätzmodelle zu verwenden, um sicherzustellen, dass sich die qualitativen Aussagen auch wirklich nicht ändern. Diese Arbeit hat also ihren Beitrag geleistet, indem gezeigt werden konnte, dass alles nur solange gilt oder gelten kann, bis es widerlegt wurde.

„Wir wissen nichts, das ist das Erste. Deshalb sollten wir sehr bescheiden sein, das ist das Zweite. Dass wir nicht behaupten zu wissen, wenn wir nicht wissen, das ist das Dritte.“

Sir Karl Raimund Popper

Literaturverzeichnis

- Aaberge, Rolf/ Colombino, Ugo (2006): Designing Optimal Taxes with a Micro-econometric Model of Household Labour Supply. In: *IZA Discussion Papers* 2468, Bonn.
- Aaberge, Rolf/ Colombino, Ugo/ Roemer John E. (2008): Optimal Taxation According to Equality of Opportunity: A Microeconomic Simulation Analysis. In: *Child- Working Papers*, 5, Turin.
- Aaberge, Rolf/ Dagsvik John/ Strøm Steinar (1995): Labor Supply Responses and Welfare Effects of Tax Reforms. In: *Scandinavian Journal of Economics*, 97, 635-659.
- Ackermann, Bruce/ Van Parijs, Phillipe/ Alstott, Anne (2003): Redesigning Distribution: Basic income and stakeholder grants as alternative cornerstones for a more egalitarian capitalism. In: *Volume 5 of The Real Utopias Project*. Draft 1.0 edition.
- Althaus, Dieter (2007): Das Solidarische Bürgergeld. In M. Borchard, ed., *Das solidarische Bürgergeld - Analysen einer Reformidee*, Lucius und Lucius, Stuttgart, 1-12.
- Arntz, Melanie / Clauss, Markus / Kraus, Margit / Schnabel, Reinhold / Spermann, Alexander / Wiemers, Jürgen (2007): Arbeitsangebotseffekte und Verteilungswirkungen der Hartz-IV-Reform. In: *IAB-Forschungsbericht*, 10, Nürnberg.
- Arntz, Melanie/ Feil, Michael/ Spermann, Alexander (2003): Die Arbeitsangebotseffekte der neuen Mini- und Midijobs - eine ex-ante Evaluation. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 36, 271-290.

- Atkinson, Anthony B. (1970): On the Measurement of Inequality. In: *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- Bargain, Olivier/ Caliendo, Marco/ Haan, Peter/ Orsini, Kristian (2010): Making Work Pay' in a Rationed Labour Market. In: *Journal of Population Economics*, 23, 323-351.
- Becker, Irene/ Hauser, Richard (2006): *Verteilungseffekte der Hartz-IV-Reform. Ergebnisse von Simulationsanalysen*, Berlin: edition sigma.
- Beninger, Denis/ Bonin, Holger / Horstschräer, Julia/ Mühler, Grit (2010): Wirkungen eines Betreuungsgeldes bei bedarfsgerechtem Ausbau frühkindlicher Kindertagesbetreuung: Eine Mikrosimulationsstudie. In: *ZEW Discussion Paper*, 10-057, Mannheim.
- Beninger, Denis/ Laisney, François/ Beblo, Miriam (2007): Welfare Analysis of Fiscal Reforms: Does the Representation of the Family Decision Process Matter? Evidence for Germany. In: *Journal of Population Economics*, 20, 869–893.
- Beninger Denis/ Laisney, François (2002): Comparison Between Unitary and Collective Models of Household Labour Supply with Taxation. In: *ZEW Discussion Paper*, 02-64, Mannheim.
- Bergs, Christian/ Fuest, Clemens / Peichl, Andreas / Schaefer, Thilo (2006): Das Familienrealsplitting als Reformoption in der Familienbesteuerung. In: *Wirtschaftsdienst* 86/10, 639-644.
- Bergson, Abram (1938): A Reformulation of Certain Aspects of Welfare Economics, *Quarterly Journal of Economics*, 52,

- Bhat, C. (2003). Simulation estimation of mixed discrete choice models using randomized and scrambled halton sequences. In: *Transportation Research Part B: Methodological*, 37(9), 837-855.
- Bhat, Chandra R. (2001): Quasi-random maximum simulated likelihood estimation of the mixed multinomial logit model. In: *Transportation Research Part B: Methodological*, 35(7), 677-693.
- Blackorby, C./ Donaldson D./ Auersperg A. (1981): A New Procedure for the Measurement of Inequality Within and Between Population Subgroups. In: *Canadian Journal of Economics*, 14, 665-685.
- Blien, Uwe/ Hirschenauer, Franziska/ Arendt, Manfred/ Braun, Hans J. / Gunst, Dieter-Michael / Kilcioglu, Sibel / Kleinschmidt, Helmut/ Musati, Martina/ Roß, Hermann/ Vollkommer, Dieter / Wein, Jochen (2004): Typisierung von Bezirken der Agenturen der Arbeit. In: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 37(2), 146-175.
- Blos, Kerstin/ Rudolph, Helmut (2005): Simulationsrechnungen zum Arbeitslosengeld II: Verlierer, aber auch Gewinner. In: *IAB-Kurzbericht*, 17/2005, Nürnberg.
- Blundell, Richard /Ham, John/ Meghir, Costas (1987): Unemployment and female labour supply. In: *Economic Journal*, 97, 44-64.
- Brenneisen, Frank/ Peichl, Andreas (2007a): Empirische Wohlfahrtsmessung von Steuerreformen. In: *CPE Discussion Paper* 07-5, University of Cologne.
- Brenneisen, Frank/ Peichl, Andreas (2007b): Dokumentation des Wohlfahrtsmoduls von FiFoSim. In: *CPE Discussion Paper* 07-4, University of Cologne.
- Bonin, Holger / Schneider, Hilmar (2007): Beschäftigungswirkungen und fiskalische Effekte einer Einführung des Solidarischen Bürgergelds. Bonn.
- Bonin, Holger / Schneider, Hilmar (2006): Analytical prediction of transition probabilities in the conditional logit model. In: *Economic Letters* 90, 102-107.

- Bourguignon, François/ Spadaro, Amedeo (2006): Microsimulation as a Tool for Evaluating Redistribution Policies. In: *Journal of Economic Inequality*, 4, 77-106.
- Bork, Christhart (2000): Steuern, Transfers und private Haushalte: eine mikroanalytische Simulationsstudie der Aufkommens- und Verteilungswirkung, Europäischer Verlag der Wissenschaften, Frankfurt a.M., Berlin.
- Cameron, Colin/ Trivedi, Pravin (2005): Microeconometrics: Methods and Applications. Cambridge University Press. New York.
- Chiappori, Pierre-Andre, (1992): Collective Labor Supply and Welfare. In: *Journal of Political Economy*, 100(3), 437-67.
- Christensen, Laurits R. / Jorgenson, Dale / Lau, Lawrence (1971): Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Funktion. In: *Econometrica*, 39, 255–256.
- Clauss, Markus/ Schubert, Stefanie (2009): Microsimulation meets General Equilibrium – A New Tool for Applied Policy Analysis. In: *New Frontiers in Microsimulation Modelling*. Asghate.
- Clauss, Markus/ Schnabel, Reinhold (2008): Distributional and Behavioural Effects of the German Labour Market Reform. In: *Journal of Labour Market Research*, 4, 431-446.
- Colombino, Ugo / Locatelli, Marinella (2008): Parameters Heterogeneity in a Model of Labour Supply: Exploring the Performance of Mixed Logit. In: *ChilD working paper (21)*.
- Cowell, Frank A. (2000): Measurement of Inequality. In: *Handbook of Income Distribution* Volume 1, eds A.B. Atkinson and F. Bourguignon. Amsterdam: Elsevier Science, 59-85.

- Cowell, Frank A. (1995): *Measuring Inequality*, 2nd ed. London: Prentice Hall.
- Creedy, John/ Duncan, Alan S. (2002): Behavioural microsimulation with Labour Supply Responses. In: *Journal of Economic Surveys*, 16, 1-39.
- Creedy, John/ Hérault, Nicolas/ Kalb, Guyonne (2007): Comparing Welfare Change Measures with Income Change Measures. In: *Behavioural Policy Simulations. Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research Working Paper* No. 21/07. The University of Melbourne.
- Creedy, John/ Kalb, Guyonne (2005): Discrete hours labour supply modelling: specification, estimation and simulation. In: *Journal of Economic Surveys*, 19, 697-734.
- Creedy, John/ Kalb, Guyonne (2001): Measuring Welfare Changes With Nonlinear Budget Constraints in Continuous and Discrete Hours Labour Supply Models. In: *Department of Economics - Working Papers Series*, 799. The University of Melbourne.
- Creedy, John/ Kalb, Guyonne/ Kew, Hsein (2007): Confidence intervals for policy reforms in behavioural tax microsimulation modelling. In: *Bulletin of Economic Research*, 59, 1, 37-65.
- Creedy, John/ Kalb, Guyonne/ Scutella, Rosanna (2004): Evaluating the Income Redistribution Effects of Tax Reform in Discrete Hours Models. In: Amiel Y./Bishop, J.A. (Eds.) *Studies on Economic Well-Being: Essays in Honor of John P. Formby*, included in the series *Research on Economic Inequality*, 12, 199-226
- Creedy, John/ Kalb, Guyonne/Scutella, Rosanna (2003): Income Distribution in Discrete Hours Behavioural Microsimulation Models: An Illustration of the Labour Supply and Distributional Effects of Social Transfers. In: *Melbourne Institute Working Paper*, 23/03

- Drukker, David M./ Gates, Richard (2006): Generating Halton sequences using Mata. In: *The STATA Journal*, 6(2), 214-228.
- Duncan, Alan S./ Weeks, Melvin (1998): Simulating Transitions Using Discrete Choice Models. In: *Proceedings of the American Statistical Association*, 106, 151-156.
- Euwals, Rob / Van Soest, Arthur (1999): Desired and actual labour supply of unmarried men and women in the Netherlands. In: *Labour Economics*, 6(1), 95-118.
- Flannery, Darragh / O'Donoghue, Cathal (2009): Participation in Higher Education: A Random Parameter Logit Approach with Policy Simulations. In: *IZA Discussion Papers*, 4163, Bonn.
- Franz, Wolfgang (2005): Arbeitsmarktökonomik, 6. Auflage, Springer, Berlin.
- Franz, Wolfgang/ Gürtzgen, Nicole/ Schubert, Stefanie/ Clauss, Markus (2007): Reformen im Niedriglohnsektor – eine integrierte CGE-Mikrosimulationsstudie der Arbeitsangebots- und Beschäftigungseffekte. In: Franz, W., Ramser, H. J. und M. Stadler, *Arbeitsverträge*, Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren Bd. 37, Tübingen.
- Foster, James/ Greer, Joel/ Thorbeeke, Erik (1984): A Class of Decomposable Poverty Measures. In: *Econometrica*, 52, 761-766.
- Frick, Joachim/ Grabka, Markus/ Hauser, Richard (2010): Die Verteilung der Vermögen in Deutschland. Empirische Analysen für Personen und Haushalte Berlin: edition sigma.
- Friedman, Milton (1962): Capitalism and freedom. Chicago, IL: University of Chicago Press.

- Galler, Heinz P. / Ott, Notburga (1994): Das dynamische Mikrosimulationsmodell des Sonderforschungsbereichs 3. In: Hauser, Richard / Ott, Notburga / Wagner, Gert (Hrsg.): *Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik: Ergebnisse des gleichnamigen Sonderforschungsbereichs*, Deutsche Forschungsgemeinschaft, Band 2, Erhebungsverfahren, Analysemethoden und Mikrosimulation, Berlin: Akademie Verlag, 399 - 427.
- Gini, Corrado (1921): Measurement of Inequality of Income. In: *Economic Journal*, 31, 124-126.
- Gong, Xiaodong / Van Soest, Arthur (2000): Family Structure and Female Labour Supply in Mexico City. In: *IZA Discussion Papers*, 214, Bonn.
- Haan, Peter/ Uhlenhorff, Arne (2006): Estimation of multinomial logit models with unobserved heterogeneity using maximum simulated likelihood. In: *Stata Journal*, StataCorp LP, 6(2), 229-245.
- Haan, Peter/ Wrohlich, Katharina (2009): Can Childcare Policy Encourage Employment and Fertility? Evidence from a Structural Model. In: *IZA Discussion Papers*, 4503, Bonn.
- Haan, Peter (2006): Much ado about nothing: Conditional logit vs. random coefficient models for estimating labour supply elasticities. In: *Applied Economics Letters*, 13, 251 –256.
- Haiken De-New, John/ Frick, Joachim R. (2005): DTC-Desktop Compendium to the German Socio-Economic Panel (GSOEP). Berlin.
- Hagenaars, A. / De Vos, Klaas/Zaidi, Asghar (1994): *Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on Micro-data*, Office for Official Publications of the European Communities. Luxembourg.
- Halton, John (1960): On the efficiency of certain quasi-random sequences of points in evaluating multi-dimensional integrals. In: *Numerische Mathematik* 2, 84–90.

- Hammond, Peter (1990): Theoretical Progress in Public Economics: A Provocative Assessment. In: *Oxford Economic Papers*, 42, 6-33.
- Harding, Ann / Gupta, Anil (2007): Introduction and Overview, In: Harding, A./Gupta, A. (eds.), *Modelling our Future: Population Ageing, Social Security and Taxation*. International Symposium in Economic Theory and Econometrics, Vol.15.Amsterdam: North Holland.
- Hausman, Jerry A. (1985): The Econometrics of Nonlinear Budget Sets. In: *Econometrica*, 53, 1255-1282.
- Hausman, Jerry A./ McFadden, Daniel (1984): Specification Tests for the Multinomial Logit Model. In: *Econometrica*, 52, 1219-1240.
- Heckman, James (1979): Sample selection bias as a specification error. In: *Econometrica*, 47, 153-61.
- Heim, Bradley T. / Meyer, Bruce D. (2004): Work Costs And Nonconvex Preferences In The Estimation Of Labor Supply Models. In: *Journal of Public Economics*, 88(11), 2323-2338.
- Hensher, David A. / Greene, William H. (2003): The mixed logit model: the state of practice. In: *Transportation*, 30(2), 133-176.
- Hicks, John (1942): Consumer's surplus and index numbers. In: *Review of Economic Studies*, 9, 126-137.
- Hole, Arne R. (2007): Estimating mixed logit models using maximum likelihood. In: *The Stata Journal*, 7(3), 1-13.
- Horowitz, Joel L. (2001): The Bootstrap. In: *Handbook of Econometrics*, 5, edited by James J. Heckman and Edward E. Leamer. New York: Elsevier Science.
- Horstschräer, Julia/ Clauss, Markus/ Schnabel, Reinhold (2010): An Unconditional Basic Income in the Family Context - Labor Supply and Distributional Effects. In: *ZEW Discussion Paper*, 10-091, Mannheim.
- Jacobebbinghaus, Peter (2006): Steuer-Transfer-Mikrosimulation als Instrument

- zur Bestimmung des Einflusses von Steuern und Transfers auf Einkommen und Arbeitsangebot einzelner Haushalte. Dissertation. Bielefeld
- Jacobebbinghaus, Peter / Steiner, Viktor (2003a): Dokumentation des Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodells STSM. IN: *ZEW Dokumentation*, 03-06, Mannheim.
- Jenkins, Stephen P. (2006): Estimation and Interpretation of Measures of Inequality, Poverty, and Social Welfare using Stata. Presentation at North American Stata Users' Group Meetings 2006, Boston MA. <http://econpapers.repec.org/paper/bocasug06/16.htm>.
- Jenkins, Stephen P. (1995): Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86. In: *Economica*, 62, 29-63.
- Jenkins, Stephen P. (1991): The Measurement of Income Inequality. In: L. Osberg (ed.) *Economic Inequality and Poverty: International Perspectives*. Armonk, NY: M.E. Sharpe.
- King, Melvin (1983): Welfare Analysis of Tax Reforms Using Household Data. In: *Journal of Public Economics*, 21, 183-214.
- McFadden, Daniel / Train, Kenneth (2000): Mixed MNL models for discrete response. In: *Journal of Applied Econometrics*, 15, 447-470.
- McFadden, Daniel (1974): Conditional Logit Analysis of Quantitative Choice Behavior. In: Zarembka P (ed.): *Frontiers in Econometrics*. New York: Acad. Pr., 105-142.
- Mirrlees, James (1971): An Exploration of the Theory of Optimal Income Taxation. In: *Review of Economic Studies*, 38(114), 175-208.
- Moulton, Brent R. (1990): An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro units. In: *The Review of Economics and Statistics*, 72, 334-338.
- Opielka, Michael / Strengmann-Kuhn, Wolfgang (2007): Das Solidarische Bür-

- gergeld - Finanz- und sozialpolitische Analyse eines Reformkonzepts. In: M. Borchard, ed., *Das Solidarische Bürgergeld - Analysen einer Reformidee*, Lucius und Lucius, Stuttgart, 13-142.
- Opielka, Michael / Vobruba, Georg (1986): *Das Garantierte Grundeinkommen. Entwicklung und Perspektiven einer Forderung*, Fischer, Frankfurt.
- Orcutt, Guy H. / Greenberger, Martin / Korbel, John / Rivlin, Alice M. (1961): *Microanalysis of socioeconomic systems: A simulation study*, Harper & Row, New York.
- Orcutt, Guy H. (1957): A new type of socio-economic system. In: *Review of Economics and Statistics* 58: 773-797.
- Paine, Thomas (1969): *The complete Writings of Thomas Paine*. Edited by Philip S. Foner, New York: Citadel Press.
- Peichl, Andreas (2005): Die Evaluation von Steuerreformen durch Simulationsmodelle. In: *Finanzwissenschaftliche Diskussionsbeiträge* Nr. 05-01.
- Rhys-Williams, Juliet E. (1953): *Taxation and Incentive*, Oxford University Press, Oxford/New York.
- Samuelson, Paul (1947): *Foundations of Economic Analysis*. Harvard University Press, Cambridge.
- Schäfer, Andrea/ Schupp, Jürgen (2006): Zur Erfassung von Vermögensgegenständen im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP). In: *DIW Data Documentation*, 11, Berlin.
- Schmid, Thomas (1984): *Befreiung von falscher Arbeit. Thesen zum garantierten Mindesteinkommen*. Wagenbach, Berlin.

- Sen, Amartya K. (1976): Real National Income. In: *Review of Economic Studies*, 43, 19-39.
- Shannon, Claude E. (1948): A Mathematical Theory of Communication. In: *Bell System Technical Journal*, 27, 379–423, 623–656.
- Shorrocks, Anthony F. (1984): Inequality Decomposition by Population Subgroups. In: *Econometrica*, 52, 1369-1385.
- Staus, Alexander (2008): Standard and Shuffled Halton Sequences in a Mixed Logit Model. In: *Hohenheimer Agrarökonomische Arbeitsberichte*, 17, University of Hohenheim.
- Steiner, Viktor / Haan, Peter / Wrohlich, Katharina (2005): Dokumentation des Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodells STSM (1999-2002). In: *DIW Data Documentation*, 9, Berlin.
- Steiner, Viktor (2000): Can Work Incentives be Increased, by Means of Income-Related Transfers to Employees? : An Econometric Analysis for Germany. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 33, 385 -395.
- Schnabel, Reinhold / Beninger, Denis / Clauss, Markus / Horstschräer, Julia (2007): Kinderkomponente für Geringverdienerhaushalte. In: Mimeo, Mannheim.
- Spadaro, Amedeo (2005): Microsimulation and Normative Policy Evaluation: An Application to Some EU Tax Benefits Systems. In: *Journal of Public Economic Theory*, Association for Public Economic Theory, 7, 593-622.
- Steiner, Viktor / Jacobebbinghaus, Peter (2003): Reforming Social Welfare as We Know It? A Microsimulation Study for Germany. In: *ZEW Discussion Paper*, 03-33, Mannheim.
- Steiner, Viktor / Wrohlich, Katharina (2008): Introducing Family Tax Splitting in Germany: How Would It Affect the Income Distribution and Work Incentives? In: *FinanzArchiv - Public Finance Analysis*, 64 (1), 115-142.

- Straubhaar, Thomas / Hohenleitner, Ingrid (2007): *Bedingungsloses Grundeinkommen und Solidarisches Bürgergeld - mehr als sozialutopische Konzepte*. HWWI, Hamburg.
- Theil, Henri (1967): *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North Holland.
- Train, Kenneth (2003): *Discrete Choice Models Using Simulation*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Train, Kenneth (2000): Halton Sequences for Mixed Logit. In: *Economics Working Papers*, E00-278, University of California at Berkeley.
- Van Parijs, Phillipe (1995): *Real Freedom for All: What (If Anything) can justify Capitalism?* Oxford Political Theory. Clarendon Press Oxford.
- Van Praag, Bernhard M. S. (1991). Ordinal and cardinal utility: An integration of the two dimensions of the welfare concept. In: *Journal of Econometrics*, 50(1-2), 69-89.
- Van Soest, Arthur (1995): Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach. In: *Journal of Human Resources*, 30, 63-88.
- Van Soest, Arthur/ Das, Marcel (2001): Family Labour Supply and Proposed Tax Reforms in the Netherlands. In: *De Economist*.
- Tobin, James/ Pechman, Joseph A. / Mieszkowski, Peter M. (1967): Is a Negative Income Tax Practical? In: *Yale Law Journal*, 77, 1-27.
- Varian, Hal R. (2001): *Grundzüge der Mikroökonomik*, Oldenburg, München.
- Weimann, Joachim (2009): Wirtschaftspolitik Allokation und kollektive Entscheidung. In: Springer-Lehrbuch. Berlin.

ANHANG

Tabelle 77: Lohnschätzung mit Selektionskorrektur für Frauen (Ostdeutschland)

Variablen	Log(Bruttostundenlohn)		Selektionsgleichung	
	Koeffizienten	Std.-Abw.	Koeffizienten	Std.-Abw.
Ausbildungsjahre	0,067***	0,006		
Berufserfahrung Vollzeit	0,001	0,004		
Berufserfahrung Teilzeit	-0,003	0,005		
Erwerbsunterbrechung	-0,120**	0,052	-1,498***	0,067
Erwerbsunterbrechung quadriert	-0,027*	0,014	0,168***	0,016
Betriebszugehörigkeit	-0,002	0,005		
quadriert	-0,031*	0,016		
Alter	0,170***	0,057		
Alter^2/100	-0,433***	0,143		
Alter^3/10000	0,346***	0,117		
Verheiratet	0,042	0,034	0,354***	0,115
Getrennt lebend	0,101	0,076	-0,491***	0,189
Geschieden	0,100*	0,052	-0,121	0,133
Kind bis 3 Jahre	0,015	0,061	-0,495***	0,103
Kind von 4 bis 6 Jahren	0,138***	0,044	0,572***	0,091
Ost-Berlin	0,185***	0,047		
Dummy 1995	1,023***	0,038	-0,818***	0,090
Dummy 1996	1,103***	0,037	-0,758***	0,087
Dummy 1997	1,169***	0,035	-0,582***	0,085
Dummy 1998	-0,204***	0,022	-0,288***	0,081
Dummy 1999	-0,174***	0,020	-0,167*	0,086
Dummy 2000	-0,186***	0,017	-0,237***	0,072
Dummy 2001	-0,131***	0,020	-0,129	0,082
Dummy 2002	-0,078***	0,016	-0,045	0,069
Dummy 2003	-0,077***	0,015	-0,237***	0,064
Deutsch				
Ausbildungsjahre * Deutsch				
Hauptschulabschluss			2,021***	0,499
Realschulabschluss			1,601***	0,493
Abitur			0,749	0,496
Lehre			2,262***	0,474
Studium			2,598***	0,477
Berufserfahrung			0,031***	0,007
26<= Alter <=30			0,230*	0,122
31<= Alter <=35			0,353**	0,146
36<= Alter <=40			0,106	0,163
41<= Alter <=45			0,101	0,181
46<= Alter <=50			-0,310	0,211
51<= Alter <=55			-0,534**	0,245
56<= Alter <=60			-1,238***	0,276
Kind 7 bis 16 Jahre			0,050	0,071
Kind ab 17 Jahren			-4,562***	0,256
Erwerbsminderung			-0,005**	0,002
Sonst.			-0,726***	0,071
Nettohaushaltseinkommen				
quadriert			0,550***	0,114
_cons	-0,463	0,709	-0,143	0,484
/athrho	0,245**	0,100		
/lnsigma	-0,649***	0,018		
Number of observations	53.017			
Log-Likelihood	-38.732,81			

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0

Tabelle 78: Lohnschätzung mit Selektionskorrektur für Frauen (Westdeutschland)

Variablen	Log(Bruttolohnstundenlohn)		Selektionsgleichung	
	Koeffizienten	Std.-Abw.	Koeffizienten	Std.-Abw.
Ausbildungsjahre	0,048***	0,008		
Berufserfahrung Vollzeit	0,003**	0,001		
Berufserfahrung Teilzeit	-0,016***	0,002		
Erwerbsunterbrechung	-0,065***	0,022	-0,527***	0,038
Erwerbsunterbrechung quadriert	-0,004	0,006	-0,039***	0,008
Betriebszugehörigkeit	-0,002	0,003		
quadriert	-0,024**	0,012		
Alter	0,028	0,033		
Alter^2/100	-0,043	0,084		
Alter^3/10000	0,013	0,070		
Verheiratet	0,016	0,020	0,051	0,052
Getrennt lebend	0,090**	0,044	-0,074	0,098
Geschieden	0,089***	0,026	-0,027	0,074
Kind bis 3 Jahre	-0,059	0,036	-0,946***	0,053
Kind von 4 bis 6 Jahren	-0,003	0,026	0,095**	0,045
Ost-Berlin				
Dummy 1995	0,959***	0,024	-0,274***	0,044
Dummy 1996	0,966***	0,024	-0,281***	0,044
Dummy 1997	0,979***	0,023	-0,274***	0,043
Dummy 1998	-0,176***	0,013	-0,053	0,041
Dummy 1999	-0,173***	0,014	-0,092**	0,040
Dummy 2000	-0,169***	0,011	-0,212***	0,034
Dummy 2001	-0,151***	0,012	0,004	0,039
Dummy 2002	-0,059***	0,010	-0,014	0,030
Dummy 2003	-0,074***	0,010	-0,117***	0,028
Deutsch	-0,206**	0,095		
Ausbildungsjahre * Deutsch	0,020**	0,009		
Hauptschulabschluss			0,310***	0,088
Realschulabschluss			0,241***	0,088
Abitur			-0,695***	0,109
Lehre			0,520***	0,077
Studium			0,592***	0,089
Berufserfahrung			0,015***	0,003
26<= Alter <=30			0,670***	0,059
31<= Alter <=35			0,725***	0,067
36<= Alter <=40			0,848***	0,074
41<= Alter <=45			0,851***	0,082
46<= Alter <=50			0,767***	0,090
51<= Alter <=55			0,593***	0,093
56<= Alter <=60			0,104	0,101
Kind 7 bis 16 Jahre			0,090**	0,040
Kind ab 17 Jahren			0,702	0,548
Erwerbsminderung			-0,008***	0,001
Sonst.				
Nettohaushaltseinkommen			-0,208***	0,018
quadriert			0,029***	0,007
_cons	1,649***	0,412	0,383***	0,091
/athrho	-0,010	0,033		
/Insigma	-0,694***	0,013		
Number of observations	153.033			
Log-Likelihood	-105.984,94			

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabelle 79: Lohnschätzung mit Selektionskorrektur für Männer (Ostdeutschland)

Variablen	Log(Bruttostundenlohn)		Selektionsgleichung	
	Koeffizienten	Std.-Abw.	Koeffizienten	Std.-Abw.
Ausbildungsjahre	0,044***	0,005		
Berufserfahrung Vollzeit	-0,007**	0,003		
Berufserfahrung Teilzeit	-0,021**	0,010		
Erwerbsunterbrechung	-0,220***	0,053	-1,744***	0,078
Erwerbsunterbrechung quadriert	0,037**	0,018	0,246***	0,022
Betriebszugehörigkeit	-0,011**	0,005		
quadriert	-0,014	0,014		
Alter	0,160***	0,049		
Alter^2/100	-0,399***	0,124		
Alter^3/10000	0,326***	0,102		
Verheiratet	0,027	0,028	0,282***	0,109
Getrennt lebend	0,043	0,048	-0,756***	0,174
Geschieden	-0,008	0,045	-0,330**	0,129
Kind bis 3 Jahre	0,007	0,030	-0,264**	0,120
Kind von 4 bis 6 Jahren	0,064**	0,032	-0,047	0,121
Ost-Berlin	0,165***	0,030		
Dummy 1995	1,061***	0,033	-0,663***	0,098
Dummy 1996	1,095***	0,032	-0,753***	0,095
Dummy 1997	1,139***	0,031	-0,648***	0,091
Dummy 1998	-0,235***	0,019	-0,358***	0,084
Dummy 1999	-0,232***	0,018	-0,093	0,087
Dummy 2000	-0,215***	0,016	-0,163**	0,075
Dummy 2001	-0,171***	0,017	-0,099	0,084
Dummy 2002	-0,103***	0,015	-0,100	0,068
Dummy 2003	-0,073***	0,014	-0,266***	0,070
Deutsch				
Ausbildungsjahre * Deutsch				
Hauptschulabschluss			0,432	0,344
Realschulabschluss			0,600*	0,310
Abitur			-0,806**	0,386
Lehre			1,024***	0,285
Studium			1,664***	0,295
Berufserfahrung			0,035***	0,008
26<= Alter <=30			0,105	0,117
31<= Alter <=35			0,064	0,138
36<= Alter <=40			-0,052	0,162
41<= Alter <=45			-0,313*	0,187
46<= Alter <=50			-0,367*	0,221
51<= Alter <=55			-0,736***	0,268
56<= Alter <=60			-1,499***	0,290
Kind 7 bis 16 Jahre			0,140*	0,072
Kind ab 17 Jahren			4,342***	0,203
Erwerbsminderung			0,001	0,004
Sonst.				
Nettohaushaltseinkommen			-1,383***	0,085
quadriert			1,620***	0,181
_cons	0,156	0,621	1,700***	0,302
/athrho	-0,101	0,081		
/lnsigma	-0,763***	0,017		
Number of observations	48.091			
Log-Likelihood	-34.961,65			

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabelle 80: Lohnschätzung mit Selektionskorrektur für Männer (Westdeutschland)

Variablen	Log(Bruttolohnstundenlohn)		Selektionsgleichung	
	Koeffizienten	Std.-Abw.	Koeffizienten	Std.-Abw.
Ausbildungsjahre	0,035***	0,007		
Berufserfahrung Vollzeit	-0,004***	0,001		
Berufserfahrung Teilzeit	-0,020***	0,004		
Erwerbsunterbrechung	-0,184***	0,028	-1,609***	0,054
Erwerbsunterbrechung quadriert	0,034***	0,011	0,221***	0,014
Betriebszugehörigkeit	0,006***	0,002		
quadriert	-0,043***	0,006		
Alter	0,060**	0,026		
Alter^2/100	-0,142**	0,065		
Alter^3/10000	0,116**	0,053		
Verheiratet	0,069***	0,016	0,247***	0,060
Getrennt lebend	-0,000	0,038	0,156	0,146
Geschieden	0,032	0,026	0,140	0,090
Kind bis 3 Jahre	0,025*	0,014	-0,107*	0,064
Kind von 4 bis 6 Jahren	0,043***	0,013	-0,062	0,065
Ost-Berlin				
Dummy 1995	0,813***	0,017	-0,562***	0,059
Dummy 1996	0,852***	0,016	-0,603***	0,059
Dummy 1997	0,874***	0,016	-0,502***	0,057
Dummy 1998	-0,195***	0,010	-0,169***	0,056
Dummy 1999	-0,184***	0,011	-0,059	0,057
Dummy 2000	-0,170***	0,008	-0,202***	0,048
Dummy 2001	-0,138***	0,010	0,026	0,058
Dummy 2002	-0,052***	0,008	-0,023	0,046
Dummy 2003	-0,055***	0,008	-0,212***	0,044
Deutsch	-0,128*	0,077		
Ausbildungsjahre * Deutsch	0,017**	0,007		
Hauptschulabschluss			0,459***	0,110
Realschulabschluss			0,186*	0,107
Abitur			-0,876***	0,130
Lehre			0,523***	0,093
Studium			0,805***	0,112
Berufserfahrung			0,033***	0,004
26<= Alter <=30			0,187***	0,070
31<= Alter <=35			0,317***	0,090
36<= Alter <=40			0,244**	0,101
41<= Alter <=45			0,185	0,122
46<= Alter <=50			-0,011	0,138
51<= Alter <=55			-0,305**	0,149
56<= Alter <=60			-1,134***	0,172
Kind 7 bis 16 Jahre			0,097**	0,048
Kind ab 17 Jahren			-2,044***	0,555
Erwerbsminderung			-0,007***	0,001
Sonst.				
Nettohaushaltseinkommen			-0,668***	0,041
quadriert			0,319***	0,064
_cons	1,600***	0,337	1,437***	0,117
/athrho	-0,019	0,030		
/Insigma	-0,869***	0,009		
Number of observations	126.288			
Log-Likelihood	-83.070,02			

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabelle 81: *random parameters logit* -Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit flexible Paare SOEP (2006)

Variablen	Mittelwert		SD	
	Koeffizienten	Std.-Abw.	Koeffizienten	Std.-Abw.
Mon. Nettohaushaltseink. quadr.	0,511***	0,077		
Monatl.Nettohaushaltseinkommen (Log)	9,098**	3,718		
Freizeit des Mannes	91,437***	15,380		
Freizeit der Frau	90,230***	8,399		
NettohhEK X Freizeit des Mannes	-2,466***	0,600		
NettohhEK X Freizeit der Frau	-0,405	0,354		
Freizeit der Frau quadr.	-8,925***	0,685		
Freizeit des Mannes quadr.	-7,848***	1,439		
Freizeit des Mannes X Freizeit der Frau	-0,662	0,718		
Freizeit des Mannes X Alter quadr.	0,004**	0,002		
Freizeit der Frau X Alter	-0,559***	0,119		
Freizeit der Frau X Alter quadr.	0,007***	0,001		
Freizeit der Frau X Ost	-5,897	3,796		
Freizeit der Frau X Nationalität	0,025	0,552		
Freizeit des Mannes X Ost	-3,270	4,030		
Freizeit des Mannes X F. der Frau X Ost	0,731	1,012		
Freizeit des Mannes X F. der Frau X Nationalität	0,012	0,156		
Freizeit der Frau X Hochbildung	1,098	1,071		
Freizeit des Mannes X Hochbildung	2,959*	1,738		
Freizeit des Mannes X Niedrigbildung	3,536*	1,814		
Freizeit der Frau X Kind 7-16 Jahre	1,536***	0,155		
Freizeit der Frau X Kind >=17 Jahre	0,732***	0,159		
Freizeit der Frau X Erwerbsmind.	2,704	1,968		
Freizeit des Mannes X Erwerbsmind.	0,654	1,583		
Dummy für Vollzeitwerbstätigkeit Mann	4,143***	0,191		
Dummy für Teilzeiterwerbstätigkeit Frau	-0,323	0,268		
Dummy für Vollzeitwerbstätigkeit Frau	0,840***	0,295		
Dummy für Erwerbstätigkeit beider Partner	-0,355	0,245		
Freizeit der Frau X Niedrigbildung	1,487	1,125		
Freizeit des Mannes X Alter	-0,303	0,192		
Freizeit der Frau X Kind bis 6 Jahre	4,541***	0,454		
Freizeit des Mannes X Nationalität	-1,662**	0,782		
SD				
Freizeit des Mannes X Alter			0,076***	0,015
Freizeit der Frau X Kind bis 6 Jahre			3,560***	0,609
Freizeit des Mannes X Nationalität			2,129**	0,908
Anzahl von Beobachtungen			56.200	
Log-Likelihood			-4.944,10	

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabelle 82: conditional logit-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit gemischt-flexible Paare SOEP (2006)

Variablen	Koeffizienten	Std.-Abw.
Monatl. Nettohaushaltseinkommen (Log)	2,427	1,989
Mon. Nettohaushaltseinkommen quadriert	0,325***	0,082
Nettohaushaltseinkommen X Freizeit	-0,969***	0,357
Freizeit	84,492***	22,932
Freizeit falls HV Frau	1,623**	0,760
Freizeit quadriert	-8,419***	2,824
Freizeit X Freizeit des inflexiblen Partners	-0,209	0,291
Freizeit X Hochbildung X Frau	1,024	1,150
Freizeit X Niedrigbildung X Frau	2,162*	1,244
Freizeit X Hochbildung X Mann	1,246	1,554
Freizeit X Niedrigbildung X Mann	0,858	1,637
Freizeit X Alter	-1,360***	0,478
Freizeit X Alter quadriert	0,008***	0,002
Freizeit quadriert X Alter	0,102*	0,058
Freizeit X Ost	2,298***	0,693
Freizeit X Ost X HV ist Frau	-4,189***	0,783
Freizeit X Nationalität	-0,729	0,644
Freizeit X Kinder bis 6 Jahre	1,020	0,671
Freizeit X Kinder 7-16 Jahre	1,074***	0,276
Freizeit X Kinder >17 Jahre	0,110	0,241
Freizeit X Erwerbsminderung	0,654	1,091
Dummy für Teilzeiterwerbstätigkeit der Frau	0,159	0,230
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit der Frau	1,208***	0,345
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit der Mann	3,315***	0,356
Dummy für Erwerbstätigkeit falls Kind bis 6 Jahre	-1,062**	0,426
Dummy für Erwerbstätigkeit falls Kinder 7-16 Jahre	0,366**	0,177
Anzahl von Beobachtungen	4.370	
Log-Likelihood	-1.108,67	

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabelle 83: *random parameters logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit Single-Frauen SOEP (2006)

	Koeffizient	Std.-Abw.
Monatl. Nettohaushaltseinkommen (Log)	1,641	3,665
NettohhEK X Freizeit der Frau	-0,612	0,739
Freizeit der Frau	80,866***	21,712
Freizeit der Frau X Niedrigbildung	1,229	1,326
Mon. Nettohaushaltseinkommen quadriert	0,158*	0,083
Freizeit der Frau X Nationalität	0,175	0,685
Freizeit der Frau quadriert	-8,918***	2,594
Freizeit der Frau quadriert X Alter	-0,051	0,060
Freizeit der Frau X Alter	0,012	0,484
Freizeit der Frau X Alter quadriert	0,006***	0,002
Freizeit der Frau X Hochbildung	-0,179	1,267
Freizeit der Frau X Kind 7-16 Jahre	1,568***	0,324
Freizeit der Frau X Kind >=17 Jahre	-0,012	0,348
Freizeit der Frau X Erwerbsminderung	-1,535	1,736
Freizeit der Frau X Ost	-0,021	0,425
Dummy für Vollzeiterwerbstätigkeit Frau	0,795**	0,379
Dummy für Teilzeiterwerbstätigkeit Frau	-0,861***	0,295
Freizeit der Frau X Kind bis 6 Jahre	4,838***	0,778
/Standardabweichung	2,655*	1,598
Anzahl von Beobachtungen	4.020	
Log-Likelihood	-990,51	

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabelle 84: *conditonal logit*-Modell mit unfreiwilliger Arbeitslosigkeit Single-Männer SOEP (2006)

	coef	se
Monatl. Nettohaushaltseinkommen (Log)	-8,461**	3,766
Mon. Nettohaushaltseinkommen quadriert	0,208**	0,086
NettohhEK X Freizeit des Mannes	1,600**	0,767
Freizeit des Mannes	42,669*	24,024
Freizeit des Mannes quadriert	-6,693**	2,857
Freizeit des Mannes X Hochbildung	4,013	3,355
Freizeit des Mannes X Niedrigbildung	6,392*	3,418
Freizeit des Mannes X Ost	1,234**	0,510
Freizeit des Mannes X Nationalität	0,167	1,354
Freizeit des Mannes X Alter	-1,205**	0,486
Freizeit des Mannes X Erwerbsminderung	0,568	1,172
Freizeit des Mannes X Alter quadriert	0,004**	0,002
Freizeit des Mannes quadriert X Alter	0,122**	0,062
Dummy für Vollzeit Mann	3,802***	0,275
Anzahl von Beobachtungen	3.000	
Log-Likelihood	-558,97	

note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1